



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

생활과학박사학위논문

이혼법 개정과 이혼율 변동의 관계

: 2000년 이후 이혼숙려제도 및 양육비부담조서 의무화
제도를 중심으로

2017년 8월

서울대학교 대학원

아동가족학과

변 주 수

이혼법 개정과 이혼율 변동의 관계

: 2000년 이후 이혼숙려제도 및 양육비부담조서 의무화

제도를 중심으로

지도교수 진 미 정

이 논문을 생활과학박사 학위논문으로 제출함

2017년 4월

서울대학교 대학원

아동가족학과

변 주 수

변주수의 박사학위논문을 인준함

2017년 6월

위 원 장 _____ (인)

부위원장 _____ (인)

위 원 _____ (인)

위 원 _____ (인)

위 원 _____ (인)

국 문 초 록

이혼법 개정과 이혼율 변동의 관계

: 2000년 이후 이혼숙려제도 및 양육비부담조서 의무화
제도를 중심으로

본 연구는 2000년 이후 이혼율 변동 추이를 분석함으로써 개정된 이혼법이 이혼에 미친 영향을 실증적으로 살펴보는 것을 목적으로 한다. 개정 이혼법인 이혼숙려제도와 양육비부담조서 의무화 제도는 미성년 자녀의 복리를 보장하기 위한 목적을 가졌으므로, 만약 제도 도입 후 이혼율이 감소하였다면 개정 이혼법이 가족구성원, 특히 미성년 자녀의 기본적 복리를 보장하는 토대를 마련하는데 기여하였다고 추론해볼 수 있다.

구체적으로 이혼숙려제도 및 양육비부담조서 의무화 제도의 개정 시점 간 이혼율 변동이 시차여부 및 유지여부의 맥락에서 보여지는 양상을 분석하여 개정 이혼법의 효과를 예측하였다. 그러나 우리나라 이혼법 개정의 도입에 지역차가 없다는 특성을 고려하여 지역 및 집단 이혼율을 사용하였다. 이혼법 개정의 시점 전후 이혼율의 변동 양상을 분석하였으며, 지역 분석에서는 16개 시도의 연도별 이혼율을 중심으로, 집단 분석에서는 미성년 자녀 유무 및 소득계층에 따라 이혼율을 분석하였다. 그리고 이혼법 중 이혼숙려제도의 적용기간이 미성년 자녀 유무에 따라 다르고, 양육비부담조서 의무화의 영향력이 소득계층에 따라

다를 것으로 예상하였기 때문에, 본 연구에서는 미성년 자녀 유무와 소득계층을 중요한 분석의 기준으로 삼아 이혼율의 종단적 변동을 분석하였다.

먼저, 2000년부터 2015년까지 우리나라 조정이혼율(이하 총이혼율), 협의이혼율, 재판이혼율의 추이를 살펴보고, 이혼율에 미치는 영향 요인들을 통제한 상태에서 이혼법의 순효과를 측정하기 위해 지역의 총이혼율을 분석하였다. 그리고 이혼법 개정 주요 시점별로 미성년 자녀 유무 및 소득계층에 따른 총이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율을 이중차이 및 삼중차이 분석방법으로 살펴보았다.

분석을 위해 2000년부터 2015년까지 이혼신고자료, 인구동향조사 인구총조사, 주민등록인구현황, 경제활동인구조사, 사업체노동실태현황 자료를 사용하였고, 시도별 이혼율의 분석에는 16개 시도의 총 256개 시도 인구동향조사, 인구총조사, 주민등록인구현황, 경제활동인구조사를 사용하였으며, 미성년 자녀 유무 및 소득계층별 이혼율의 분석에는 이혼한 모집단의 정보를 사용하였다. 가족의 미성년 자녀 유무에 따른 개정 이혼법 주요 시점별 분석에서 활용한 이혼신고자료는 2000년부터 2015년까지 미성년 자녀수에 대한 정보를 기재하지 않은 가족을 제외한 총 1,990,717건의 자료를 사용하였다.

주요 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 개정 이혼법은 사회경제 및 인구학적 요인을 통제한 상태에서 이혼율의 감소추세에 영향을 미쳤고 이를 통해 이혼법과 이혼율 변동 사이에 관련성이 있음을 확인하였다. 선행연구들에서 지적한 혼인율, 재혼율, 미성년인구비율, 성비, 경제활동참가율, 실업율을 통제한 상태에서, 최근 우리나라 개정 이혼법은 이혼율에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 이혼율과 이혼법의 관련성을 주장하는 외국 선행 연구들의 결과를 지지하는 것이다.

둘째, 신중한 이혼을 독려하기 위해 미성년 자녀를 둔 가족에게 부여된 3개월의 숙려기간은 이혼율을 즉각적으로 감소시켜 성급한 이혼을 방지한 것으로 보였다. 그리고 숙려기간은 미성년 자녀를 둔 중위소득 계층의 가족에게 상위소득계층에 비해 더 큰 영향력을 미친 것으로 보인다.

셋째, 양육비부담조서 의무화 제도는 이혼율의 변화에 영향을 미치는 것으로 보이나 가족형태에 따라 총이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율의 양상이 다르게 나타났다. 미성년 자녀의 복리를 위해 부부가 의무적으로 작성해야 하는 아동양육협의서의 도입은 미성년 자녀를 둔 가족의 총이혼율과 협의이혼율을 즉각적으로 감소시켰다. 그러나 재판이혼율은 즉각적으로 증가하되 그 효과는 일시적으로만 나타났다. 소득계층별로 보면, 미성년 자녀를 둔 중위소득계층에서는 상위소득계층에 비해 총이혼율과 협의이혼율이 즉각적, 일시적으로 감소하는 효과가 나타났고 재판이혼율에는 아무런 영향을 미치지 않았다.

넷째, 개정 이혼법 이후 전체적으로 미성년 자녀를 둔 가족의 이혼율이 지속적으로 감소하였지만, 중위소득계층의 경우에는 일정시간 이 지난 뒤 이혼율이 다시 지속적으로 증가하는 것으로 나타났다. 개정 이혼법이 미성년 자녀를 둔 가족에게 영향을 미치지만 가족의 소득계층에 따라 이혼율 변동은 다른 양상을 보인 것이다. 이러한 결과는 이혼법과 이혼율이 선행연구들에서 지적한 단기적인 관련성 뿐만 아니라 장기적으로도 관련될 수 있는 가능성을 시사한다.

결론적으로 본 연구의 분석결과에 따르면, 사회경제 및 인구학적 영향요인을 통제하더라도 개정 이혼법은 이혼율에 영향을 미쳤다고 할 수 있다. 구체적으로 이혼숙려제도와 양육비부담조서 의무화 제도는 준비되지 않은 이혼을 방지하는 역할을 하면서 동시에 중위소득계층의 양육사항 협의를 도와 분쟁이나 갈등을 줄이는 역할을 한 것으로 보인다.

본 연구는 다음과 같은 학문적 의의를 가진다. 첫째, 2000년 이후 이혼법에 중요한 변화가 있었음에도 불구하고 이러한 변화가 실제 이혼율에 어떻게 영향을 미쳤는지를 면밀하게 살펴본 연구가 없었으나, 본 연구에서는 다양한 실증적 분석방법을 통해 이혼법과 이혼율 변동 사이의 관련성을 밝혔다. 둘째, 이혼율 변동추이가 가진 중단적 특성을 보다 잘 파악하기 위해서 제도 도입의 시점을 세분화하여 즉시성, 지연성, 일시성, 지속성의 측면으로 살펴보면서 법률적 효력의 역동성을 다각적으로 측정하였다. 셋째, 우리나라 이혼법의 성격 및 개정 이혼법의 특성을 고려하여 협의이혼율 및 재판이혼율의 분석을 통해 이혼유형간 상호연관성을 검증하였다. 이를 통해 이혼숙려제도와 양육비부담조서 의무화 제도가 가족에게 미치는 영향을 검증하였다.

주요어 : 이혼숙려제도, 양육비부담조서 의무화 제도, 조정이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율, 이중차이 및 삼중차이 분석

학 번 : 2012-30446

목 차

제 1 장 서론	1
제 1 절 문제제기	1
제 2 절 연구문제	8
제 2 장 이론적 배경 및 문헌고찰	10
제 1 절 한국 이혼법의 변화와 특성	10
1. 2000년 이후 이혼법 개정 과정과 의의	10
2. 협의이혼 및 재판이혼의 관련성	19
제 2 절 이혼법과 이혼율의 관계	23
제 3 절 이혼율 지표와 이혼율에 영향을 미치는 요인	31
1. 이혼율 지표	31
2. 이혼율에 영향을 미치는 인구·사회경제적 요인	35
제 3 장 연구방법	40
제 1 절 분석자료 및 대상	40
1. 분석자료 및 분석단위	40
1) 분석자료	40
2) 분석단위	43
2. 분석대상 및 모형	44
1) 지역	45
2) 집단	47

제 2 절 분석방법	55
1. 추세분석	55
2. 고정효과 패널분석	56
3. 이중차이 및 삼중차이 분석	57
제 4 장 연구결과	60
제 1 절 이혼율 변동 추이	60
1. 전체 이혼율의 변동	60
2. 시도별 이혼율의 변동	63
3. 집단별 이혼율의 변동	64
제 2 절 개정 이혼법과 이혼율의 관계	70
1. 개정 이혼법과 시도별 이혼율의 관계	70
2. 개정 이혼법과 집단별 이혼율의 관계	79
1) 미성년 자녀 유무에 따른 이혼율	79
2) 소득계층에 따른 이혼율	85
제 5 장 결론 및 논의	91
제 1 절 요약 및 결론	91
제 2 절 연구의 의의 및 제언	104
참고문헌	110
부록	123
Abstract	126

표 목차

[표 2-1] 이혼법 및 제도의 주요 개정 내용과 조이혼율	18
[표 2-2] 이혼율 지표들의 비교	34
[표 3-1] 통계분석에 활용되는 자료 및 변수	43
[표 3-2] 지역 분석에 활용되는 변수의 측정방법	47
[표 3-3] 이혼신고자료와 우리나라 전체가구의 인구구성비율 비교	49
[표 3-4] 집단 분석에 활용되는 변수의 측정방법	52
[표 3-5] 이혼법 개정에 따른 주요 분석시점	53
[표 3-6] 이중차이(DD)분석 방법	57
[표 4-1] 시도별 총이혼율 기술통계: 2000년, 2004년, 2009년, 2014년	64
[표 4-2] 2000년-2015년간 미성년 자녀 유무 및 소득계층에 따른 이혼건수	65
[표 4-3] 2000년-2015년간 미성년 자녀 유무 및 소득계층에 따른 협의이혼건수 및 재판이혼건수	66
[표 4-4] 2000년-2015년간 사회경제 및 인구학적 요인에 대한 기술통계	70
[표 4-5] 인구학적 요인에 대한 시도별 기술통계: 2009년	72
[표 4-6] 사회경제적 요인에 대한 시도별 기술통계: 2009년	73

[표 4-7] 고정효과모형으로 분석한 이혼법 개정과 이혼율의 변동 관계	77
[표 4-8] 이혼법 개정 주요 시점별 가족의 미성년 자녀 유무에 따른 이혼건수와 총이혼율 분석	80
[표 4-9] 이혼법 개정 주요 시점별 가족의 미성년 자녀 유무에 따른 이혼건수와 협의이혼율 분석.....	82
[표 4-10] 이혼법 개정 주요 시점별 가족의 미성년 자녀 유무에 따른 이혼건수와 재판이혼율 분석	84
[표 4-11] 이혼법 개정 주요 시점별 가족의 소득계층에 따른 이혼건수와 총이혼율 분석	86
[표 4-12] 이혼법 개정 주요 시점별 가족의 소득계층에 따른 이혼건수와 협의이혼율 분석	89
[표 4-13] 이혼법 개정 주요 시점별 가족의 소득계층에 따른 이혼건수와 재판이혼율 분석	90

그림 목차

[그림 4-1] 총이혼율, 조정이혼율, 유배우이혼율 변동 추이	61
[그림 4-2] 총이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율 변동 추이	62

제 1 장 서 론

제 1 절 문제제기

이혼은 가족의 내·외적 변화를 발생시키는 생애사건으로 가족구성, 가족관계, 역할의 변화를 통해 모든 가족구성원들에게 영향을 미친다. 이혼당사자인 부부나 자녀들이 이혼으로 경험하게 되는 문제들과 적응상 경제 및 심리적 어려움의 종류는 다르지 않다. 그러나 비자발적으로 이혼과정에 노출되는 자녀, 특히 미성년 자녀에게 이혼이 미치는 영향의 정도는 성인과는 다를 것이다. 수많은 국내외 연구들은 이혼이 아동 및 청소년기 자녀들의 인지적, 심리·정서적, 행동적, 사회적 발달을 어렵게 만드는 요인으로 지적하고 있다(손병덕, 2009; 이순형, 이옥경, 민미희, 2007; 정연옥, 이민규, 김은정, 2007; 채선미, 이영순, 2011; Amato & Keith, 1991; Cherlin, Chase-Lansdale, & McRae, 1998; Hetherington, 2003; Huurre, Junkkari, & Aro, 2006; Poortman & Voorpostel, 2009; Sun & Li, 2011; Wallerstein & Lewis, 2004). 이혼이 아동에게 미치는 영향은 이혼 직후 단기적으로 나타날 뿐만 아니라 성인이 되어서도 지속적으로 나타날 가능성이 높다(Cherlin et al., 1998; Uphold-Carrier & Utz, 2012; Wallerstein & Lewis, 2004). 이혼의 전반적 과정에서 가족구성원 중 누구의 복리가 우선되어야 하느냐에 대해서는 이견이 있을 수 있지만, 미성년 자녀들이 비자발적으로 이혼과정에 노출되고, 이로 인해 다양한 발달적 위기를 경험하며, 그 영향이 장

기화될 수 있다는 점에서 미성년 자녀의 복리를 우선적으로 고려할 필요가 있다.

미성년 자녀에 대한 보호의 목소리가 커진 것은 1990년대 이후 이혼율이 급속하게 증가하면서 이혼인구의 증가 뿐만 아니라 빈곤 여성 한부모가족의 증가에 대한 사회적 관심이 높아졌기 때문이다¹. 홀로 미성년 자녀를 양육하는 여성가구주는 불안정한 노동지위를 갖게 되면서 가계소득이 감소하게 되어 잠재적인 빈곤집단이 될 가능성이 높다(변화순, 김혜영, 윤홍식, 한지숙, 2006). 이혼으로 인해 빈곤을 경험하는 여성과 아동이 증가하고 있다는 것과 이들이 불안정한 경제적인 지위로 인해 복지를 위협받는다는 것, 두 가지 다 중요한 사회적 문제가 되었다. 빈곤한 이혼 한부모의 증가는 한부모가족을 양산하는 법적 체계와 경제적 안전망 부재에 대한 비판을 야기하였고 대책 마련이 강력하게 요구되었다.

급격하게 증가한 이혼율과 빈곤 여성한부모가족에 대응하기 위해 2000년대 초 이혼절차를 재검토해야 한다는 의견이 등장하면서 이혼법²의 개정이 논의되었다. 전문가들은 우리나라의 이혼절차가 다른 나라에

¹ 여성가구주 가구가 증가하고 있는 추세 속에서 유배우나 사별로 인한 비율은 감소하고 있는 반면, 이혼에 의한 비율이 2000년 11.6%에서 2015년 18.6%로 증가하였다(통계청, 2015). 이와 더불어 여성가구주의 빈곤율도 증가하여 중위소득 50%를 기준으로 여성 한부모가족의 네 가구 중 한 가구는 빈곤한 상황에 처하는 것으로 나타났다(김은지, 황정임, 최혜진, 2012). 더욱 심각한 문제는 이러한 빈곤이 일시적인 현상에 머물지 않고 장기적으로 지속된다는 것이다(박병현, 1997).

² 이혼법은 가족법으로 불리는 민법 제4편(친족)과 제5편(상속)에서 '제4편 제3장(혼인) 제5절(이혼)'을 의미하며, 협의상 이혼과 재판상 이혼에 대한 규정으로 구성되어 있다. 이혼과 관련된 법률을 지칭하는 명칭은 없지만 학계에서는 통상 이혼법, 이혼법제, 이혼제도 등으로 표현하고 있다(김기영, 2010; 박복순, 박선영, 이영봉, 2012; 한복룡, 박성호, 2010). 본 연구에서도 이혼법은 민법의 이혼법률을 일컫는 용어로 사용되며 제5절의 협의상 이혼과 재판상 이혼 내용을 포함한다.

비해 간소하여 자녀양육이나 가족부양에 대한 사전 합의가 없이 이루어지는 이혼이 많다고 보았다(한국가정법률상담소, 2011, 2013). 이혼절차의 간편화에 대해 반대 입장을 견지하게 되면서 2008년 6월 이혼숙려제도와 2009년 8월 양육비부담조서 의무화, 그리고 2015년 3월 양육비이행확보 및 지원이 차례로 도입되었다. 이혼법 개정은 이혼으로 발생하는 다양한 문제들에 대해 고민할 기회와 양육비를 담보하는 절차를 통해 미성년 자녀의 복리를 보호하기 위한 제도이다(법제사법위원회, 2007, 2009). 이러한 제도들은 미성년 자녀를 둔 가족에게 적정수준의 양육사항과 방식을 합의하도록 독려하여, 궁극적으로 이혼 이후 자녀들이 정서 및 경제적으로 안정된 가족생활을 영위할 수 있도록 돕기 위한 국가적 개입으로 해석된다(양현아, 2015).

개정 이혼법은 부부의 이혼 결정에 영향을 미침으로써 이혼율에도 영향을 미칠 것으로 추측할 수 있지만, 이혼율의 변동은 다양한 영향요인들에 의해 영향을 받으므로 그 효과여부를 추정하기는 쉽지 않다. 우리나라는 1970년 이혼통계가 최초로 작성된 이래로 이혼율이 지속적으로 증가하다가 2000년대 중반 이후 이혼율이 감소하기 시작하였고 그 추세가 지금까지 이어지고 있다. 이러한 감소추세가 이혼율 변동의 장기적인 추세에서 벗어나는 변화인지를 지금 시점에서 단정하기는 어렵다. 다만, 본 연구에서는 이혼율 변화가 사회구조, 사회경제 및 인구학적 특성과 같은 장기적 변동 요인 외 다른 사회적 요인, 즉, 이혼법의 개정이라는 요인과 관련되는지를 알아보고자 한다.

이혼법 개정에 대한 연구들을 보면, 이혼법 개정이 이혼율에 미치는 영향을 살펴본 연구(정기원, 2004), 개정된 이혼법 중 이혼숙려제도에 대한 시범사업의 결과를 중심으로 이혼법의 영향력을 살펴본 연구가 있고(Lee, 2013), 이혼숙려제도와 이혼건수의 추이를 비교한 연구도 있다(임병인, 2013). 이 연구들은 이혼법 개정의 영향력을 살펴보았다는 측

면에서 의미가 있으나, 최근 이루어진 이혼법 개정 내용 중 일부만 다루었거나 이혼율에 영향을 미친 법률 이외의 사회환경적 변화를 통제하지 못하였다는 한계를 가지고 있다.

외국에서는 1960년대 이후 유책주의(fault divorce)에서 파탄주의(no-fault divorce)로 이혼법이 개정되면서 많은 연구들이 이루어졌다. 이 연구들은 이혼법의 법률적 성격변화에 주목하였고, 과거에 비해 부부가 이혼을 용이하게 선택할 수 있는 환경적 변화가 이혼의 양적 변화로 연결되었는지 고찰하였다. 선행연구들은 이혼법의 변화가 이혼율과 관련성이 없다는 결과(Ellman & Lohr, 1998; Gray, 1998; Peters, 1986, 1992), 이혼율 증가에 영향을 미쳤다는 결과(Allen, 1992; Friedberg, 1998), 단기적으로 미미한 영향을 미쳤으나 장기적으로 효과가 없다는 결과(Kneip & Bauer, 2009; Kim & Oka, 2014; Wolfers, 2006), 지속적으로 증가 효과가 있다는 결과(Gonzalez & Viitanen, 2009) 등 서로 불일치한 결과들을 보였다. 이러한 연구들은 어떤 시점에서 법 개정의 효과를 분석 하였는지에 따라 결과가 다르게 나타날 수 있다는 점을 보여주었고, 따라서 효과의 시차여부와 지속여부를 확인할 필요성을 보여주었다. 시차여부는 효과의 즉시성과 지연성, 즉 이혼법 개정에 대한 반응이 즉각적으로 나타나는지 혹은 일정한 시차를 두고 나타나는지를 의미한다. 지속여부는 효과의 일시성과 지속성, 즉 시간의 경과에 따라 정책의 영향력이 일시적으로 나타났다가 사라지는지 혹은 지속적으로 유지되는지를 의미한다. 이 두 가지를 모두 살펴보아야 이혼법의 영향력을 보다 면밀히 파악할 수 있다.

개정된 이혼법을 보면 미성년 자녀 유무에 따라 이혼절차상의 규정, 숙려기간의 차이와 양육비에 대한 약정서 의무제출 여부가 다르게 적용되므로 개정 이혼법이 미치는 영향은 미성년 자녀를 둔 가족과 없는 가족에게 다른 영향력을 미칠 것으로 예상된다. 또한 양육비 규정은 이혼

전 가족의 소득계층에 따라서 상이한 효과를 가질 수 있다. 자녀양육비를 협의하고 관련 내용을 의무적으로 작성하도록 한 새로운 법률은 자녀양육비를 지급할 경제적 능력이 되는 가족들에게 이행의 강제성을 부여한다. 외국의 양육비 관련 연구에 따르면, 비양육자의 경제적 능력(Cancian, Meyer, & Caspar, 2008; Chung, 2012; Cuesta & Meyer, 2012; Meyer, Ha, & Hu, 2008)이 자녀양육비의 수급률과 관련이 있다. 경제적 능력이 높아 양육비 부담에 구애 받지 않는 고소득층이나 그 반대로 양육비 자체를 부담할 능력이 없는 빈곤한 저소득층 보다 양육비용 부담 능력이 있으나 개정이전까지 의무적으로 수행할 필요가 없었던 중위소득계층이 이혼법 개정에 대한 영향을 더 크게 받을 가능성이 높다. 이처럼 개정된 이혼법은 미성년 자녀 유무 및 가족의 경제적 능력에 따라 영향이 다르게 나타날 수 있으므로 집단별로 이혼율 변동추이를 비교하고자 한다.

새로운 이혼법이 이혼율에 어떤 영향을 미쳤는지를 알아보는 것은 학술적으로 중요한 연구문제이다. 우리나라의 이혼숙려제도와 양육비부담조서 의무화 제도는 외국의 사례와는 다른 성격과 방향을 가진 개정이며, 더욱이 우리나라 이혼법의 구조가 외국과는 다르기 때문에 서구사례에 비춰 개정 결과를 예측하기 어렵다. 재판이혼의 성격이 변화한 외국과는 달리 우리나라는 협의이혼이 절차상으로 더 어렵게 되는 방식으로 성격이 변화하였다. 이혼법은 이혼 선택의 자유를 보장함과 동시에 이혼의 전 과정에서 당사자들의 복리를 보호해야 하는 당위성을 가진다. 이번 개정의 일차적인 취지는 미성년 자녀의 복리를 보호하는 것이므로 아동 관점에서 개정의 효과를 평가하여야 한다. 이혼법 개정 이후 미성년 자녀가 있는 집단의 이혼율이 총이혼율보다 더 감소하였다면, 미성년 자녀가 있는 부부들이 이혼 결정에 대해 더 숙고하게 되었다는 것을 의미하고, 나아가 자녀양육에 대한 협의가 이루어지지 않은 부부에게

절차적 걸림돌이 되었다는 것으로 해석할 수 있다. 자녀양육에 대한 협의가 이루어진 이혼은 이혼 후 양육권, 자녀양육비의 지급, 면접교섭에 대한 협의가 이루어진 것이므로 갈등과 분쟁의 여지가 줄어들 수 있다. 따라서 이혼법 개정 후 이혼율이 감소하였다면 미성년 자녀의 복리, 특히 경제적 복리를 보장하는 방향으로 변화가 이루어지고 있음을 시사한다.

이러한 중요성에도 불구하고 이혼법과 이혼율의 관계를 실증적으로 분석한 연구들은 거의 없다. 그 이유 중 한 가지는 법 개정의 효과와 기타요인의 영향력을 실증적으로 분리해 내기 쉽지 않기 때문일 것이다. 본 연구는 법 개정의 효과를 보다 명확하게 밝히기 위해 두 가지 연구 모델을 사용한다. 첫 번째는 이혼율의 변동에 영향을 미치는 사회구조적 요인의 영향력을 확인하고 이를 통제된 상태에서 이혼법 개정의 순효과를 측정한다. 두 번째는 이중차이 및 삼중차이 차분을 통해 영향요인을 제거한 상태에서 가족에 미치는 이혼법 개정의 효과를 측정한다.

이러한 분석모델을 적용하는 과정에서 본 연구는 두 가지 전략을 활용하고자 한다. 첫째, 정책의 도입시기에 대한 지역적 차이가 없으므로 대신 정책의 적용 범위에 따른 차이, 즉 미성년 자녀 유무 및 소득계층에 주목하여 이혼율의 양상을 시계열적으로 분석하고자 한다.

둘째, 이혼방식의 따른 차이가 이혼선택에 영향을 미쳤는지 고려하고자 한다. 우리나라는 협의이혼과 재판이혼으로 이혼이 가능하며, 이 두 유형은 서로 상이한 절차와 방식을 가지고 있다. 지난 20년간 협의이혼율이 재판이혼율보다 더 높았고, 이혼율의 증가 속도도 협의이혼율이 훨씬 더 빨랐다. 그런데 법률 개정 이후에는 자녀양육권, 양육비, 면접교섭권 등 양육 전반에 대한 합의가 필수적으로 요구되면서 합의에 이르지 못한 부부는 재판을 통해서만 이혼할 수 있게 되었다. 따라서 협의이혼제도 개정의 효과가 협의이혼율에만 영향을 미치는 것이 아니며

재판이혼율에도 영향을 미칠 가능성이 있기 때문에 이혼율의 변동을 이해하기 위해서 두 제도의 연관성을 확인하고자 한다.

이러한 분석전략은 이혼숙려제도와 양육비부담조서 의무화 제도가 가족에게 미치는 영향을 확인할 수 있게 만든다. 까다로워진 법적 절차로 인해 이혼율이 감소할 수도 있지만, 한편으로 양육비 보장이 이혼의 선택을 유도하여 이혼율이 증가할 수도 있다. 양육비 관련 규정은 가족의 소득계층에 따라 상이한 영향력으로 나타날 수 있다. 이와 같이 이혼율 변동의 다양한 측면을 살펴봄으로써, 본 연구는 미성년 자녀의 복리를 보호하기 위해 새롭게 도입된 이혼숙려제도와 양육비부담조서 의무화 제도가 이혼에 미친 영향을 검증하고자 한다.

제 2 절 연구문제

이상에서 논의한 것들을 반영하여 본 연구는 이혼법 개정이 가족의 이혼에 미친 영향을 검증하고자 한다. 새로운 제도의 도입 이전에 비해 도입 이후 사건의 발생률에 변화가 있다면 이혼법 개정의 효과로 이혼 인구가 변화하였다는 것을 유추해 볼 수 있다. 그리고 인구변화를 통해 이혼법 개정으로 가족이 이혼과정에서 어떤 선택을 하였는지를 추론해 볼 수 있다.

이를 위해, 이혼숙려제도 및 양육비부담조서 의무화 제도의 개정 시점을 독립변수로 설정하며, 이혼율의 변동 양상을 통해서 시차여부 및 유지여부의 맥락에서 개정 이혼법의 효과를 분석한다. 우리나라 이혼법 개정의 도입에 지역차가 없다는 특성을 고려하여 지역 및 집단 이혼율을 사용한다. 이혼법 개정의 시점 전후 이혼율의 변동 양상을 분석하며, 지역 분석에서는 16개 시도의 연도별 이혼율을 중심으로 집단 분석에서는 미성년 자녀 유무 및 소득계층에 따라 이혼율을 분석한다. 이를 바탕으로 설정한 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

[연구문제 1] 2000년부터 2015년까지 이혼율은 어떻게 변동하였는가?

- 1-1. 우리나라의 연도 및 월별 총이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율의 변동추이는 어떠한가?
- 1-2. 16개 시도의 연도별 총이혼율의 변동추이는 어떠한가?
- 1-3. 가족의 미성년 자녀 유무에 따라 월별 총이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율의 변동추이는 어떠한가?

- 1-4. 가족의 소득계층에 따라 월별 총이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율의 변동추이는 어떠한가?

[연구문제 2] 이혼법 개정은 시도별 이혼율 변동과 관련 있는가?

- 2-1. 인구학적 요인 및 사회경제적 요인을 통제한 상태에서 이혼법 개정 전후 시도별 총이혼율 변동추이는 어떠한가?

[연구문제 3] 이혼법 개정은 집단별 이혼율 변동과 관련 있는가?

- 3-1. 미성년 자녀가 없는 집단에 비해 미성년 자녀가 있는 집단의 총이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율은 이혼법 개정의 각 시점 전후에 어떻게 변화하는가?
- 3-2. 미성년 자녀가 있는 경우, 상위소득계층에 비해 중위소득계층의 총이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율은 이혼법 개정의 각 시점 전후에 어떻게 변화하는가?

제 2 장 이론적 배경 및 문헌고찰

본 장에서는 이론적 배경으로 이혼숙려제도와 양육비부담조서 의무화 제도의 도입과정과 이혼법의 특성을 소개하여, 우리나라 개정 이혼법의 목적과 그 의미를 파악하고자 한다. 그리고 선행연구들에서 나타나는 이혼법 개정과 이혼율 변화의 관련성을 고찰함으로써 이혼법 개정이 이혼율 변동에 미칠 가능성을 탐색한다. 개정 이혼법과 이혼율의 관련성을 살펴보기 위해 분석전략을 제시하고 이를 통해 개정 이혼법이 이혼율에 어떤 영향을 미치는지 예측해 볼 것이다. 마지막으로 이혼법과 이혼율의 관계를 분석하기 위한 도구이자 종속변수인 이혼율 지표를 살펴보고, 이혼율에 영향을 미치는 요인들을 통제하기 위한 사회경제 및 인구학적 요인을 고찰한다.

제 1 절 한국 이혼법의 변화와 특성

1. 2000년 이후 이혼법 개정 과정과 의의

법령은 국가의 관심과 지향하는 바를 보여주고 이를 구축하려는 일종의 장치이다(Glendon, 1989를 양현아, 2015에서 재인용). 이혼 요건과 절차를 규정하는 이혼법은 변화하는 가족과 사회의 현상을 반영하는 동시에 사회문제에 대한 국가의 해결 지향점을 반영한다. 가족의 모습이

끊임없이 변화하듯, 이혼법도 가족의 변화에 따라 여러 차례 개정되었다. 1960년 민법 제정과 1977년 개정은 양성평등의 실현을 위한 조치였으나 당시 가족은 전통적 가부장제의 태도를 유지하고 있어서 오히려 이를 악용하는 사례가 많았다³. 이후 1991년 양성평등 사상에 입각하여 이혼 부부의 자녀양육에 관한 사항을 부모에게 평등한 권리로 인정하고, 면접교섭권 및 재산분할 청구권을 신설하였다. 그러나 선진적 법률의 모습을 보이는 이 규정도 호주제도, 남성중심주의 등 당시 양성평등이 실현되기 어려웠던 여러 사회적 환경으로 인해 활발하게 적용되지는 못했다(윤덕경, 장영아, 2002).

사회적 변화와 맞물리면서 간소한 이혼절차로 이혼율이 증가할 뿐만 아니라 이 과정 속에서 경제적으로 취약한 여성과 아동들의 복지가 보호받지 못한 채 이혼이 이루어진다는 문제점이 있었다(빈곤·격차 차별 시정위원회, 2004)⁴. 특히 이혼이 성장기 아동들에게 인지, 학업, 행동, 정서 등 여러 방면에 걸쳐 발달상 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(손병덕, 2009; 이순형 외, 2007; 정연옥 외, 2007; 채선미, 이영순, 2011; Amato, 2001; Amato & Keith, 1991; Cherlin et al., 1998; Hetherington, 2003; Poortman & Voorpostel, 2009; Sun & Li, 2011; Wallerstein & Lewis, 2004).

일반가정의 아이들과 비교해서 이혼가정 아동들의 심리적 불안감은 공격적 및 위축적인 행동으로 나타난다(손병덕, 2009; 이순형 외, 2007). 청소년 시기 이혼가정의 아이들은 학교를 중퇴하거나(Amato,

³ 1967년 정일현 의원외 33인이 발의한 민법수정안에는 수정의 취지를 '경제적·사회적 강자인 부가 약자인 처를 일방적으로 축출하는데 이용되고 있다'고 밝혔다(조은희, 2007).

⁴ 정부는 '빈곤·아동 청소년 종합대책(제 49차 국정과제회의자료, 2004, 7. 1.)'을 수립하였다. 이는 아동빈곤과 빈곤대물림 문제가 이혼율 증가, 계층격차 심화 등의 문제와 연결되어 있다고 보고 저소득층 아이들이 겪는 건강, 교육, 복지 등에 대한 입체적인 방안을 다르고 있다(박복순, 2006).

2001; Amato & Keith, 1991), 낮은 긍정적 정서와 자의식(채선미, 이영순, 2001), 낮은 학업성적(Sun & Li, 2011)을 보이는 등 학교생활의 부적응을 보이며, 부모의 이혼으로 갈등적 가족관계가 발생된다(Poortman & Voorpostel, 2009). 그리고 이혼이 미성년 자녀들에게 미치는 영향을 장기적으로 추적한 연구들은 이혼을 경험한 아동들이 성인이 되어서도 심리적으로 높은 우울감과 약한 가족유대감을 가지고 있어, 심적 안정을 유지하거나 원만한 관계형성이 어려울 수 있음을 지적한다(Uphold-Carrier & Utz, 2012). 다른 한편으로 부모의 갈등이 이혼으로 해소됨으로써 긍정적인 결과를 야기할 수 있다는 주장도 있다(유희정, 2001; Demo & Acock, 1996). 그러나 선행연구들에 의해 뒷받침되는 이혼의 부정적 영향에 대한 주장은 훨씬 더 다양하고 광범위한 영역에 걸쳐 나타나 보다 설득적이다. 따라서 이혼이 자녀에게 미치는 부정적 영향을 최대한 줄이기 위해서 사회적 지원이 필요하며, 개정 이혼법은 이혼으로 고통받는 미성년 자녀의 복리를 보호하고 실현하기 위한 목적을 가진 적극적인 국가적 관여(김상용, 2006; 박복순 외, 2011)라고 할 수 있다.

2005년 3월 이혼숙려제도는 서울가정법원을 시작으로 관할법원별 시범기간⁵을 가진 뒤, 2008년 6월 전국적으로 시행되었다(2007. 12. 21. 개정). 이혼법 개정을 위해 의원발의로 여러 해에 걸쳐 여러 법률안이 제안되었으나, 최종적으로 국회의원 안홍준외 13인이 발의(의안번호 173290, 2005. 11. 9.)한 내용을 보완하여 법제사법위원회에서 제시한 민법 일부개정법률안(의안번호 177923, 2007. 11. 22.)이 2007년 가결되었다. 개정된 주요 내용은 이혼숙려기간의 도입(제836조의2 제2항과

⁵ 시범사업은 2015.03.01 서울가정법원, 2005.07.01 대전지방법원, 2005.07.01 광주지방법원, 2006.06.19 부산지방법원, 2006.09.01 울산지방법원, 2006.09.04 대구지방법원, 2006.12.01 인천지방법원에서 시작되었다.

제3항 신설)과 협의이혼 시 자녀양육사항 및 친권자 지정 합의 의무화(제836조의2 제4항 신설, 제837조, 제909조 제4항)에 대한 규정이다. 구체적으로 살펴보면, 협의이혼을 하고자 하는 부부에게 양육하여야 할 자녀가 있는 경우 3개월, 양육하여야 할 자녀가 없는 경우 1개월이 경과한 후 가정법원으로부터 이혼의사 확인을 받아야 하며, 양육자의 결정, 양육비용의 부담, 면접교섭권의 행사여부 및 그 방법 등이 기재된 양육사항과 친권자결정에 관한 협의서 또는 가정법원의 심판정본을 이혼 확인 시 의무적으로 제출하도록 한다는 내용을 담고 있다. 개정법을 통해 이혼숙려제도가 “신중하지 아니한 이혼의 방지”와 “이혼가정 자녀의 양육환경 향상”의 효과를 얻을 수 있을 것으로 기대했다(법제사법위원회, 2007).

개정된 이혼숙려제도는 당사자들에게 충분히 생각할 시간을 갖도록 시간을 부여하는 것이다. 이러한 숙려시간에는 관계를 회복하기 위한 충분한 소통의 시간을 부여한다는 의미가 있고, 이혼 후 생활적응을 위해 부부가 고민하고 각자 계획을 세우며 자녀양육에 대한 다양한 사항을 협의하라는 의미도 있다. 즉, 이혼숙려제도는 일정기간 동안 협의이혼을 신청한 부부 중 미성년 자녀가 있는 경우 양육을 중심으로 기타 가족문제에 대한 상호 합의할 수 있는 기회를 제공하며, 미성년 자녀가 없는 경우 재산분할이나 기타 가족문제에 대해 논의할 수 있는 시간을 갖도록 하는 것이다. 그러나 이혼숙려제도에서 양육비에 관한 협의서는 법적 집행력을 보장하지 않아 실제로 양육비 지급이 이루어지지 않았고, 양육비 지급의무자가 양육비를 지급하지 않을 경우 양육비 확보를 위해 별도의 소송을 진행해야 하는 어려움이 있었다(박복순, 2006). 이와 같은 문제를 개선하기 위해 2009년 5월 ‘양육비부담조서 의무화’ 제도가 도입되었다.

양육비부담조서 의무화 제도는 권리나 의무의 실질적 사항과 그 여부

를 규정하는 법이다(법제사법소위원회 제3차, 제 281회, 2009). 법률적 맥락에서 해당 법의 실체여부와 별도로 세부적인 절차와 방식에 대한 개정이 필요하며, 양육비부담조서를 의무화 하여 시행하기 위한 자세한 절차는 가사소송법의 개정으로 다루었다⁶. 여러 법률안이 제안되었으나 김동성의원이 대표발의한 민법 일부개정법률안은 법원실무적 차원에서 조항의 위치만 수정한 원안이 가결되었고, 가사소송법 일부개정법률안은 의원발의된 개정안들을 중심으로 법제사법위원회에서 보완하여 제시한 내용이 가결되었다. 개정된 주요 내용은 민법의 양육비부담조서 의무화 제도(제837조 제 6항 신설)와 가사소송법의 양육비 심판에서 재산명시 절차(제48조의2, 제48조의3, 제67조의2, 제67조의3 및 제73조 신설), 양육비직접지급명령(제63조의2 신설), 양육비 정기지급 이행확보를 위한 담보제공 및 일시금 지급명령(제63조의3 신설), 과태료 상한액 천만원 인상(제67조), 일시금 지급명령 불이행자 30일 이내 감치⁷(제68조)에 대한 규정이다⁸. 다시 말해, 이혼법에서는 양육비의 부담에 대하여 당사자가 협의하거나 법원이 결정 및 처분하여 부담할 내용이 확정된 경우, 가정법원이 그 내용을 확인하는 양육비부담조서를 작성하도록 하고 이에 대한 집행권(강제 집행할 수 있는 권한)을 부여하여 양

⁶ 협의이혼제도가 수록된 민법은 권리나 의무의 실질적인 사항과 그 여부를 규정하는 실체법이므로 절차와 방식에 대한 세부적인 내용을 다룰 수 없는 한계를 가졌다. 그러므로 어떤 절차를 통해 어떻게 운영하는가에 대한 것은 실체법을 실행하는 절차법에서 다루어야 하며, 가사소송법이 이혼법의 절차를 다루는 법으로서 함께 개정된 이유이다. 이러한 법률적 특성으로 국회의원 김동성 외 22인은 민법 일부개정법률안(의안번호 1800464, 2008. 7. 29.)과 가사소송법 일부개정법률안(의안번호 1800465, 2008. 7. 29.)을 동시에 발의하게 된다. 그리고 이후 국회의원 우윤근 외 11인도 가사소송법 일부개정법률안(의안번호 1802151, 2008. 11. 21.)을 발의하였다.

⁷ 감치는 법정의 존엄과 질서를 어지럽힌 사람을 유치장이나 교도소에 가두는 일을 지칭하는 법률용어다(국립국어원, 2016).

⁸ 가사소송법은 2009년 5월 개정되어 2009년 11월 9일부터 시행되었다.

육비를 효율적으로 확보할 수 있도록 하였다⁹. 그리고 가사소송법에서는 양육비 확보를 위한 새로운 절차를 만들었다. 부양료 및 양육비 청구사건에서 재산명시 및 재산조회가 가능하도록 하였고, 양육비직접지급명령으로 양육자 등의 신청에 의하여 양육비채무자의 사용자(소득세원천징수의무자)로 하여금 일정기간 지속적으로 급여에서 양육비를 공제하여 양육비채권자에게 직접 지급하도록 하였다. 그리고 담보제공 및 일시금 지급명령으로 양육비를 정기적으로 지급하게 하도록 하였다. 또한 범법행위에 대해 과태료의 상한액을 천만원으로 인상하였으며, 필요 시에는 한달 이내로 구금할 수 있도록 규제하였다. 이 제도는 “이혼 후 자녀가 경제적 어려움 없이 성장” 가능한 환경을 조성하는 것을 목적으로 하고 있다(법제사법위원회, 2009).

이혼속려제도와 양육비부담조서 의무화 제도는 부부가 이혼과정에서 자녀의 복리를 논의하고 협의에 도달하도록 마련된 제도적 장치이다. 두 제도는 공통적으로 미성년 자녀의 양육비에 대한 협의의 중요성을 강조하고 있다. 양육비 협의가 이혼에 미칠 수 있는 가능성을 예측하기 위해 중요하게 논의되어야 하는 것은 비양육자가 자녀의 경제적 지원에 대한 능력을 갖췄는지에 대한 문제이다. 선행연구들이 자녀양육비와 비양육자의 경제적 능력의 관련성을 지적하고 있듯이(Cancian et al., 2008; Chung, 2012; Cuesta & Meyer, 2012; Meyer et al., 2008), 양육비를 지원할 수 있는 경제력은 이혼 전 가족의 소득계층의 문제와 맞닿아 있다. 소득계층은 가족이 배분할 수 있는 물질적 자원의 크기를 가늠할 수 있는 기준이다. 가족이 배분가능한 물질적 자원의 크기에 따라 이혼과정에서 느끼는 의무적 협의 규정에 대한 부담감은 상이할 수 있다. 다시 말해, 나눠야 할 자원의 크기가 작은 계층 보다 고려하고 논

⁹ 개정법이 시행될 당시 계속 중인 협의이혼사건에도 적용되도록 하였다(부칙 제2항).

의해야 할 자원이 많은 계층일수록 양육비 협의에 대한 규정이 협의이혼과정에서 더 크게 반응할 수 있기 때문이다. 이와 같은 맥락에서 개정 이혼법은 가족의 소득계층에 따라 이혼율의 변동에 상이한 영향을 미칠 가능성이 제기되므로 이점을 고려하여 분석할 필요가 있다.

이혼과정에서 자녀양육비에 대한 협의가 중요한 이유는 이혼 후 한부모가족의 중요한 소득원의 역할을 할 수 있기 때문이다. 선행연구들은 이혼 가족의 자녀양육비가 이혼 한부모가족의 중요한 사적이전소득으로 여성가구주 한부모가족의 빈곤감소에 효과적인 역할을 한다고 지적하였다(윤홍식, 2003). 특히 Teachman과 Paasch(1994)의 연구에서는 자녀양육비가 저소득 여성 한부모의 가계경제에서 차지하는 구성비율이 총소득의 38%를 차지하는 것으로 나타났다. 이혼 후 자녀를 양육하는 여성가구주들의 소득수준이 낮아질 수 있는 상황에서 안정적인 자녀양육비의 확보는 중요하다. 양육비에 대한 협의는 가족해체 후 주 소득원자(주로 남성)의 상실로 경제적 부담이 커질 여성 한부모가족에게 앞으로 안정적인 소득원을 기대할 수 있는 조건이 된다. 두 제도는 이혼을 고려하는 사람들에게 이혼선택의 부담을 덜어주어 이혼의 가능성이 높일 수 있다. 그러나 다른 한편으로 협의이혼에서 양육비에 대한 부부간 합의에 이르지 못하여 이혼의 가능성이 낮아질 수도 있다.

양육비부담조서 의무화 제도와 이혼숙려제도는 공통적인 목적을 공유하고 있지만 양육비부담조서 의무화 제도는 이혼숙려제도에 비해 양육비 의무집행에 대한 법적 강제력을 강화하였다는 점에서 차별화된다. 선행연구를 보면 이혼이 성립되기 위해 충족시켜야 할 법적 조건들이 덜 엄격할수록 이혼율에 미치는 영향력이 작았다(Friedberg, 1998; Lee, 2013). 반대로 이혼에 이르기까지 법률적으로 충족되어야 할 요건들이 더 강화될수록 이혼을 결정하기 위한 마지노선을 높인다고 해석할 수 있다. 그러나 다른 한편으로 양육비부담에 대해 현실적인 내용을 법

를적으로 명시한 것은 양육에 대한 분쟁과 갈등해결을 돕는 역할을 할 수도 있다. 두 제도에서 보이는 차별적 특성으로 인해 이혼숙려제도 도입 이후와 양육비부담조서 의무화 제도의 도입 이후를 비교하면 이혼율의 변동 정도가 다를 수 있다.

양육비 협의에 대한 도입 시기와 집행방식에서의 차이는 양육비부담조서 의무화 제도와 이혼숙려제도의 차이 분석을 가능하게 해준다. 먼저 이혼숙려제도가 도입되었고 이후 약 1년반¹⁰ 뒤 양육비부담조서 의무화 제도와 그 절차에 대한 가사소송법이 개정되어 시행되었기 때문에 도입시간의 차이를 분석에 활용할 수 있다. 미성년 자녀를 둔 가족에게 더 긴 숙려기간을 적용하거나 양육비부담조서 의무화를 요구하는 기준은 미성년 자녀가 없는 가족에게 해당되지 않아 두 집단의 비교가 가능하다. 또한 양육비는 가계의 경제적 문제와 직결되어 있으므로 법률 강도의 차이는 가족의 소득계층에 따라 느끼는 의무규정에 대한 경제적 부담감이 달라 소득계층에 따라 다른 효과를 미칠 수 있다. 양육비와 관련된 분쟁에 노출될 가능성이 높은 중산층 이상의 소득계층은 양육비 부담에 대한 제도에 민감하게 반응하여 협의에 도달하지 못해 협의이혼을 포기하거나 반대로 협의과정에 도움을 받아 재정적으로 준비된 이혼을 할 수 있다. 이러한 맥락에서 이혼숙려제도와 양육비부담조서 의무화 제도의 효과를 미성년 자녀 유무 및 가족의 소득계층에 따른 비교를 통해 파악하고자 한다.

¹⁰ 양육비부담조서 의무화 제도의 운용절차까지 보강된 가사소송법의 개정시기까지 고려한다면 이혼숙려제도 도입 이후 약 18개월의 차이를 보이고 있다.

[표 2-1] 이혼법 및 제도의 주요 개정 내용과 조이혼율

연도	이혼법 및 제도	조이혼율	
1960	신민법 제정[1958.02.22제정/1960.01.01. 시행]	'59	.28
	• 부부당사자의 이혼의사와 호적법에 따른 신고로 협의이혼	'60	.28
	• 협의가 없는 한, 부에게 양육권 인정	'61	.45
1979	[1977.12.31.개정/1979.01.01.시행]	'78	1.11
	• 부부가 함께 가정법원 판사로부터 이혼의사확인 받은 후 신고	'79	.77
1991	[1990.01.13.개정/1991.01.01.시행]	'88	1.98
	• 이혼 부부의 자녀 양육에 관한 사항은 부모 평등한 권리로 인정	'89	1.99
	• 면접교섭권 신설	'90	2.08
	(법원은 당사자 청구에 의해 면접교섭 배제/제한 가능)	'91	2.10
	• 이혼시 재산분할 청구권 신설	'92	2.22
2005	• 2005.03.01 서울가정법원, 07.01 대전 및 광주지법 시범사업	'00	2.52
	• 협의이혼절차에 속려기간제도 및 상담제도 시범사업 실시(경솔한 이혼을 방지하고 이혼결정을 재고할 기회를 주기 위해 가정폭력의 사유를 제외하고 협의이혼 의사확인신청을 한 때로부터 1주일 후 협의이혼 의사확인 일정 정함)	'01	2.94
		'02	3.12
		'03	3.54
	• 법원별 이혼속려기간 상이함	'04	2.87
2006	• 2006.06.19 부산지법, 09.01 울산지법, 09.04 대구지법, 12.01 인천지법 시범사업	'05	2.62
	• 서울가정법원은 속려기간이 3주일로 연장되며, 상담을 받은 경우에도 1주일의 속려기간 의무	'06	2.54
2008	[2007.12.21.개정/2008.06.22시행]		
	• 부칙 제1조 규정에 의거 공포후 6개월 경과 이후 시행	'07	2.52
	• 이혼속려제도 도입 (미성년 자녀 있음 3개월/ 없음 1개월)	'08	2.36
	• 양육자의 결정, 양육비용부담, 면접교섭권의 행사여부 및 방법 자녀양육사항 및 친권자 지정 합의 의무화		
2009	[2009.05.08.개정/2009.08.09.시행]		
	• 양육비부담조서 작성 의무화	'09	2.50
	[2009.05.08.제정/2009.11.09.시행]	'10	2.31
2012	[2012.02.10.개정 및 시행]		
	• 재판상 이혼에 따른 손해배상책임, 자녀의 양육책임, 면접교섭권, 재산분할청구권 등 준용규정을 법조문에 명시	'11	2.30
		'12	2.30
2015	[2014.03.24.제정/2015.03.25. 시행]	'13	2.30
	• 양육비 이행 확보 및 지원에 관한 법률 신설	'14	2.28

2. 협의이혼 및 재판이혼의 관련성

우리나라에서 이혼을 할 수 있는 법적 절차는 부부간 의사에 대한 협의의 우선시하는 협의이혼과 당사자의 청구에 의해 법원의 결정에 따르는 재판이혼이 있다. 협의이혼은 이혼의 자유를 최대한 허용하면서 가족 내 약자인 여성이나 아동의 복리를 보장하는 방향으로 제도가 변화하였지만 재판상 이혼은 민법이 제정된 이후로 변화가 없었다¹¹. 개정 전까지 협의이혼의 장점으로 고려된 ‘용이한 이혼절차’가 개정 후 더 이상 장점이 되지 못하면서 이혼을 고려하는 가족들이 다른 이혼절차를 선택하게 될 가능성도 제기되었고, 이는 재판이혼율의 지속적인 증가추이와 관련이 있는 것(박복순 외, 2011)으로 주장되었다. 그러나 협의이혼이 더 복잡한 절차로 개정되었다고 하더라도 여전히 재판이혼의 처리기간이 더 긴 것으로 나타나 협의이혼과 재판이혼 간 선택이 자유로울지에 대한 의문 또한 제기된다. 사법연감(법제처, 2012)에서 제공하는 2011년 재판상 이혼사건의 처리기간을 살펴보면, 1심이 평균 약 441.8일(1년 3개월)의 기간이 소요되는 것으로 나타났고 여기에 항소기간(평균 192일) 및 상고기간(87일)까지 감안하면 1심부터 상고심까지 평균 720일(약 2년)이 걸리는 것으로 나타났다(박복순 외, 2012).

재판이혼에 소요되는 시간과 비용이 적지 않다는 점에서 재판이혼율이 크게 증가할 가능성은 높지 않으나 두 가지 측면에서 여전히 재고의

¹¹ 제843조(준용규정)이 “제806조, 제837조, 제837조의2 및 제839조의2의 규정은 재판상 이혼의 경우에 준용한다.”에서 “재판상 이혼에 따른 손해배상책임에 관하여는 제806조를 준용하고, 재판상 이혼에 따른 자녀의 양육책임 등에 관하여는 제837조를 준용하며, 재판상 이혼에 따른 면접교섭권에 관하여는 제837조의2를 준용하고, 재판상 이혼에 따른 재산분할청구권에 관하여는 제839조의2를 준용하며, 재판상 이혼에 따른 재산분할청구권 보전을 위한 사해행위취소권에 관하여는 제839조의3을 준용한다.”로 변화한 것이 전부이다.

여지가 있다. 하나는 이혼관련 의무적 협의사항에 대한 불명확한 기준으로 야기되는 문제이다. 협의이혼은 부부가 혼인을 지속할 의사가 없을 때 상호 협의를 통해 이혼을 결정하는 방식이다. 이혼법 개정 이전까지는 양육자의 결정, 양육비용의 부담, 면접교섭권 행사여부 및 그 방법 등 자녀양육 관련 사항들이 법적으로 합의해야 하는 문제가 아니었다. 그러나 협의규정이 생긴 이후에는 협의가 의무화되어 이를 협의하는 것이 쉽지 않게 되었다. 우선, 2007년 개정 이혼법의 제3항에서는 “제1항에 따른 협의가 자(子)의 복리에 반하는 경우에 가정법원은 보정을 명하거나 직권으로 그 자의 의사(意思)·연령과 부모의 재산상황, 그 밖의 사정을 참작하여 양육에 필요한 사항을 정한다”고 설명하고 있다¹². 다시 말해, 자녀양육권, 양육비, 면접교섭권 등을 협의해야 할 때 자녀 의견 및 가계소득 등이 고려되어야 한다는 것을 의미한다. 양육자와 비양육자로 나뉜 상태에서 양육 전반에 대해 적절한 합의에 이르기란 쉽지 않을 것이며, 합의에 실패한다면 재판에 의한 판결에 의존할 수 밖에 없는 경우가 발생한다.

또 다른 하나는 우리나라의 재판이혼은 다양한 방식으로 이혼절차의 편의를 도모하고 있다는 것이다. 재판이혼이 이혼소송에서 취하고 있는 조정 전치주의는 원만한 협의를 이끌어 내는데 초점을 둔 것으로 협의이혼의 숙려기간이나 필요 시 권장하는 이혼상담과 유사할 수 있다(가사소송법 제50조). 그러나 이미 이혼을 결심한 부부나 가족에게 숙려기

¹² 이 밖에 “4.양육에 관한 사항의 협의가 이루어지지 아니하거나 협의할 수 없는 때에는 가정법원은 직권으로 또는 당사자의 청구에 따라 이에 관하여 결정한다. 이 경우 가정법원은 제3항의 사정을 참작하여야 한다, 5.가정법원은 자(子)의 복리를 위하여 필요하다고 인정하는 경우에는 부·모·자(子) 및 검사의 청구 또는 직권으로 자(子)의 양육에 관한 사항을 변경하거나 다른 적당한 처분을 할 수 있다, 6.제3항부터 제5항까지의 규정은 양육에 관한 사항 외에는 부모의 권리의무에 변경을 가져오지 아니한다”의 조항이 신설되었다.

간은 불필요한 추가시간일 가능성도 있고 다른 한편으로 의무적 숙려기간이 양육에 대한 합의를 보장하는 것도 아니므로 협의를 위한 또 다른 시간이 소요될 가능성이 있다. 한 연구에서 숙려기간이 부부간 합의도출에 도움이 되었다고 응답한 비율이 9.9%¹³에 그친 것(박복순 외, 2011)으로 나타났는데, 이러한 결과를 통해 숙려기간이 원만한 합의를 이끌어 내는 역할을 충실히 해내지 못했다는 것을 보여준다. 이에 반해 이혼조정 절차는 이혼에는 합의하였으나 그 외의 여러 문제를 해결하도록 노력하는 장치로써 활용될 수 있다. 다시 말해, 재판이혼은 이혼을 취하할 여지가 없는 부부가 까다로워진 이혼절차의 규정을 피해 숙고기간 없이 이혼할 수 있는 차선의 선택이 될 수 있다.

모든 이혼소송이 이혼청구를 위해 먼저 가정법원에 조정을 신청해야 한다는 점(가사소송법 제2조 제1항 나류사건 4호, 가사소송법 제50조)과 가정법원은 그 사건을 조정에 회부하여¹⁴ 당사자 사이에 이혼의 합의가 성립되면 조서에 기재하여 재판상 화해와 동일한 효력으로 이혼을 인정할 수 있다는 점(박복순 외, 2012), 그리고 조정이 성립되지 않을 때만 소송이혼으로 진행되며 조정기일에 상대방이 출석하지 않아도 법원의 직권으로 결정 내릴 수 있다는 측면에서 이러한 가능성을 높여준다. 또 이혼절차 과정에서도 양육비 이행이 가능하도록 하는 사전처분 기능이 있어 소송과정 중에서도 유용하게 이용될 수 있다. 반면 협의이

¹³ 박복순 외(2011)의 연구에서 숙려기간제도가 부부간 합의도출에 도움이 되었는지를 평가한 항목에서 미성년 자녀가 있는 경우 9.9%가 도움이 되었다고 응답했고, 40.2%가 도움이 되지 않았다고 응답한 반면, 미성년 자녀가 없는 경우 16.5%가 도움이 되었다고 응답했고, 24.8%가 도움이 되지 않았다고 응답했다.

¹⁴ 가사소송법 제50조 제2항에서는 “제1항의 사건에 관하여 조정을 신청하지 아니하고 소를 제기하거나 심판을 청구한 경우에는 가정법원은 그 사건을 조정에 회부하여야 한다. 다만, 공시송달의 방법이 아니면 당사자의 어느 한쪽 또는 양쪽을 소환할 수 없거나 그 사건을 조정에 회부하더라도 조정이 성립될 수 없다고 인정하는 경우에는 그러하지 아니하다.”라고 명시하고 있다.

혼은 개정 이후 부부가 함께 출석하여 법원으로부터 이혼에 관한 안내를 받은 경우에만 숙려기간의 절차로 진행될 수 있다. 또 특별한 사유를 제외하고 의무적으로 숙려기간에 따라 이혼 신청 접수 후 1 ~ 3개월의 시간을 보내야 하는 것이 갈등이 깊은 부부에게는 불필요하거나 참기 어려운 일이 될 수 있다.

이러한 재판이혼의 특성에도 불구하고 모든 집단이 재판이혼을 선택할 가능성이 클 것으로 예상되지는 않는다. 다만 상대적으로 재산분할의 규모나 자녀양육비 이행 규모가 큰 상위소득계층에서 이를 선택할 가능성도 배제할 수 없다. 이와 같이 개정 전후, 사회경제적으로 중위소득계층 이상의 가족이 이혼유형의 선택여부에 변화를 주었을 가능성이 있다.

제 2 절 이혼법과 이혼율의 관계

이혼법과 이혼율의 관계에 대한 학술적 논쟁은 1970년대부터 지속되어 왔다. 1970년대 이혼의 법률적 변화가 시작된 외국에서는 많은 연구들이 이루어져 왔지만, 이혼법과 이혼율 관계에 대한 선행연구들은 이혼율 변동 양상에 대해 일관된 결론을 보이지 않는다(Allen 1992; Friedberg, 1998; Gonzalez & Viitanen, 2009; Kneip & Bauer, 2009; Kim & Oka, 2014; Peters 1986; Wolfers, 2006). 이러한 논쟁의 중심에는 경제학적 관점의 코즈이론이 있다. 코즈이론(Coase theorem)은 원래 기업조직을 설명하기 위한 이론으로 “민간 경제주체들이 자원분배 과정에서 재산권이 명확하게 확립되어 있는 경우 아무런 비용지불(거래비용)이 없이도 협상이 가능하다면 외부효과로 인해 발생할 수 있는 비효율성은 시장에서 스스로 해결할 수 있다”고 주장하며 정책적 개입을 반대하는 관점을 가지고 있다(Coase, 1960). 학자들은 이혼 연구, 특히 혼인관계의 협상모델에 코즈이론을 적용시키면서, 부부가 이혼 과정에서 추가적인 거래비용 없이 이혼에 대한 협상이 가능하다면 이혼에 의해 발생하는 비효율성은 가족 내 스스로 해결될 수 있어서 정책적 개입(법률)이 이혼에 영향을 미치지 못하는 것으로 설명했다(Peters, 1986). 즉, 이혼법의 변화가 가족의 이혼결정에 영향을 미치지 못한다는 것이다. 이 이론이 성립되기 위해서 전제되어야 하는 엄격한 가정들이 존재하는데, 대표적으로 모든 이해관계자들은 상호 완벽한 기회와 정보를 가지고 있어야 하고, 재산권은 모두 완벽히 양도 가능한 성격을 가져야 하며, 법적 관련 비용이 미미하여 거래비용이 없어야 한다. 그러나 많은 학자들이 이러한 가정들의 타당성을 비판하였고 가족관계나 이

혼과정에 적합하지 않은 이론이라고 지적하면서¹⁵, 이론의 적용가능성에 의문을 제기하였다(Clark, 1999; Fella, Manzini, & Mariotti, 2004; Mechoulam, 2005; Stevenson & Wolfers, 2006). 고전적 경제이론의 결함을 지적한 이후 선행연구들은 이혼법의 변화가 이혼율에 영향을 미친다고 주장하였다.

최근 국내외 선행연구들은 이혼법과 이혼율의 변동에는 관련성이 있다는데 동의하고 있지만 여전히 어떤 양상으로 나타나는지에 대해서는 논쟁의 여지가 있다. 이혼법의 개정이 이혼율에 영향을 미칠 것으로 가정한 외국 연구들은 이혼율 변동과 이혼법 변화의 관련성을 실증적으로 분석하였다(Allen 2002; Brinig & Buckley, 1998; Friedberg, 1998; Gonzalez & Viitanen, 2009; De Graaf & Kalmijn, 2006; Gruber, 2004; Johnson & Mazingo, 2000; Kneip & Bauer, 2009; Kim & Oka, 2014; Peters, 1986; Wolfers, 2006). 이를 분석하기 위해 지역수준(state-level) 또는 국가별 횡단면(cross-sectional) 자료를 종단적 패널자료로 만들고 파탄주의나 일방적 이혼의 시행 유무 이후 지역 또는 국가별로 차이가 나타나는지 살펴보았다. 흥미롭게도 이 연구들은 서로 상반된 결론을 도출하였고 이는 이혼율 증가와 이혼법과 관계에 대해 다양한 해석을 낳았다. 결론적으로 이혼법과 이혼율은 관련성이 없거나(Peters, 1986, 1992) 혹은 이혼율을 증가시킨다(Allen, 1992; Friedberg, 1998)고 할지라도 단기적으로만 나타날 수 있고(Kneip & Bauer, 2009; Kim & Oka, 2014; Wolfers, 2006), 혹은 장기적인 양상

¹⁵ 코즈이론의 가정들이 혼인관계에 적용되기 어려운 이유는 부부의 불공평등한 이혼에 대한 정보와 기회가 충돌하여 공평한 협상이 불가능하고(Peters, 1986), 결혼의 공공재 중 자녀는 일방에게 완벽히 양도가능한 속성이 아니므로 재산권으로 보기 쉽지 않으며(Allen, 2002; Chiappori, Iyigun & Weiss, 2007), 가정폭력 등은 거래비용이 아무리 작더라도 무시할 수 있는 수준이 아니라는 점(Stevenson & Wolfers, 2006) 등이 지적되고 있다.

까지도 나타날 가능성이 있다는 것이다(Gonzalez & Viitanen, 2009). 이와 같은 논쟁적 결론들은 이혼법 변화를 구분하는 기준과 분석기간의 차이에서 비롯되었다.

파탄된 혼인을 어떤 기준으로 판단하는지에 대한 것은 지역마다 차이가 있었다. 파탄주의 이혼법은 어떤 조건도 없이 일방적으로 이혼을 할 수 있는 수준에서 부부의 별거상태나 기간, 재산분할에 대한 조건을 충족해야만 이혼이 가능한 지역들도 존재하였다. 지역적으로 파탄주의를 집행하는 방식의 차이는 유책주의와 파탄주의 이혼법의 구분을 어렵게 하며, 지역과 시점을 분류하기 위한 어떤 판단기준을 사용하느냐에 따라 연구결과에 큰 영향을 미친다. 한 예로 상이한 분류기준에 따라 이혼법의 변화가 이혼율의 개정에 미치는 영향이 정반대의 결과로 나타나기도 하였다(Allen, 1992; Peters, 1986). 동일한 데이터를 분석한 연구에서 Peters(1986)는 이혼법과 이혼율의 관계를 부정하였지만 Allen(1992)은 이혼법이 이혼율의 증가에 영향을 미친다는 정반대의 결과를 도출하였다. 우리나라는 동일한 법률적 기준이 적용되므로 외국의 사례처럼 이혼법 분류 기준으로 야기되는 오류에서 자유롭다. 그러나 동일한 목적을 가진 이혼법일지라도 미묘한 세부내용에 대한 차이를 언급한 연구결과는 이혼율 변동 결과의 차이를 야기할 수 있다는 사실을 지적한다.

또 다른 논쟁적 요소는 분석기간의 상이함에서 비롯된다. Peters(1986)와 Allen(1992)은 1975년과 1978년 두 시점의 변화만으로 효과여부를 판단하였다. Friedberg(1998)는 이전 연구들이 이혼법 변화의 지속적인 이혼율의 변동 양상을 보지 못한 분석적 한계를 보완하기 위해 1960년부터 1985년까지 확장된 기간으로 20년간의 종단적 자료를 통해 이혼율 변동의 양상을 분석하였다. 연구결과는 파탄주의 이혼법으로 개정된 미국 지역들의 이혼율이 1965년에 비해 1970년

부터 1985년까지 지속적으로 증가하는 것으로 나타났다. Wolfers(2006)는 Friedberg(1998)의 연구를 발전시켜 이혼법 변화 이전의 기간까지 포함시켜 더 장기적인 관점에서 이혼율을 살펴보았다. 이 연구에서 이혼율이 일시적으로 증가하였으나 이것이 장기적으로 지속되지는 않는다고 보고하였다. 이미 파탄난 결혼생활을 유지하고 있는 가족들이 이혼법의 변화로 대거 이혼을 할 수 있게 되어 이 시기에 이혼율의 추세가 일시적으로 변화하였으나, 곧바로 이혼법 개정 이전의 상태로 되돌아온 경향으로 나타났다. 이후 유럽의 이혼율 변동을 연구한 Kneip & Bauer(2009)도 동일한 결론을 보고하였다. 이러한 현상에 대해 Wolfers(2006)는 단기적 효과만 나타나는 이유는 이혼율의 동인이 이혼법 뿐만 아니라 가족구조나 양성평등 가치관 등의 요인들의 변화도 함께 진행되어 왔기 때문으로 해석하였다(Stevenson & Wolfers, 2007). 정책효과를 측정함에 있어 장기적인 분석이 중요함을 보여준 Wolfers(2006)의 모형은 이후 연구들인 Kneip & Bauer(2009), Gonzalez & Viitanen(2009), 그리고 Lee(2013)의 방법론적 모델이 되었다. 그러나 우리나라 개정 이혼법의 효과는 외국 선행연구결과를 참고하여 추론하기에 어려움이 있다. 앞서 설명한 우리나라 이혼법 개정의 방식, 성격과 목적이 외국의 사례와 다르기 때문이다. 특히, 전국 동시에 도입되고 적용되는 법률체계를 가진 우리나라에서는 이혼법과 이혼율의 관계를 실증적으로 분석하기 어렵다. 그래서 우리나라의 이혼법 개정에 대한 연구들은 주로 이론적, 담론적 측면에서 이혼법과 이혼율의 연관성을 설명하는데 머물러 있다(박세경, 2004; Shim, Choi, & Ocker, 2013).

박세경(2004)은 외국 사례처럼 우리나라의 이혼법도 점차 유책주의에서 파탄주의로 변화하고 있는 현상과 1991년 가족법이 개정되면서 신설된 재산분할권 등으로 여성의 경제적 자립능력을 보장받게 된 점

등이 이혼율 증가에 영향을 미쳤을 것으로 분석하였다. 기존의 이혼제도가 가진 불평등적 조향이 균형적으로 변화하면서 이혼율 증가에 영향을 미친 것으로 해석하였다. Shim et al.(2013)은 1991년 재산분할권과 여성에 대한 자녀양육권을 인정한 변화가 이혼율을 증가시켰고, 2005년 가족법 개정은 아동의 권익을 신장시켰으며, 2007년 이후 이혼법 개정은 이혼율을 감소시켰다고 보았다. 특히, 2005년 가족법 변화에서는 호주제의 폐지로 여성 뿐만 아니라 아동의 권익이 보장받게 되었다는 측면을 강조하였다. 개정된 법은 자녀의 성을 필요에 따라서 자유롭게 바꿀 수 있고, 자녀의 인권을 가장 잘 보호할 수 있는 사람이라면 부모 뿐만 아니라 친인척에게도 자녀양육권을 부여할 수 있도록 하였다. 이와 같은 일련의 변화는 가족 내 여성과 아동을 위한 내용을 담고 있으므로 법의 개정이 이혼율에 영향을 미쳤다고 해석하였다. 그러나 대부분의 국내 선행연구들은 가설수준에 머물러 있고, 극히 일부의 실증적 연구만 이혼법과 이혼율의 관련성이 있음을 검증하였다.

이혼법과 이혼율의 관련성에 대한 우리나라의 실증적 연구는 많지 않다. 이혼숙려제도 시범사업의 효과를 측정한 Lee(2013)와 정기원(2004)의 연구가 유일하다. Lee(2013)는 2007년 우리나라의 이혼숙려제도가 전국적으로 도입되기 전 2004년부터 시범사업을 실시한 법원들에 주목하여, 고정효과모델의 방법으로 2000년부터 2009년까지의 월별 이혼신고율, 이혼율, 이혼절회율, 재판이혼율 변동이 이혼숙려제도 시범사업 실시여부에 의해 변화하는지 살펴보았다. 그리고 정기원(2004)은 1970년부터 2002년까지의 이혼율이 1977년부터 1991년의 이혼법 개정에 의해 변화하는지를 시계열분석방법으로 살펴보았다. 분석결과를 살펴보면, 정기원(2004)의 연구는 이혼법 개정 자체가 이혼율에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나 이혼율의 변화율(전년도 대비 변화된 크기의 비율)을 감소시킨 것으로 나타났고, Lee(2013)의

연구는 이혼숙려제도 시범사업이 이혼율 감소에 영향을 미쳤으나 재판 이혼율과는 관련이 없는 것으로 나타났다¹⁶.

정기원(2004) 연구에서 1977년 협의이혼제도 도입이 이혼율의 변화율에 미쳤다는 결과는 이혼 절차의 까다로움이 다음해 이혼율의 증감에 즉각적으로 반응한다는 것으로 해석할 수 있다. 이는 이혼법의 효과가 종단적인 차원에서 매우 빠르게 반응할 수 있는 가능성을 보여준다. 반대로 말하면 즉각적인 반응이 보이지 않더라도 일정 시점이 지난 이후 효과가 발생할 양상도 배제할 수는 없다. 종단적으로 이혼율 변동을 살펴본 연구들은 단기적 효과와 장기적 효과(Gonzalez & Viitanen, 2009; Kim & Oka, 2014; Kneip & Bauer, 2009; Wolfers, 2006)에서 나타나는 효과의 지속성 여부에만 초점을 두어 이혼법 효과의 시차여부에 대한 중요성을 간과한 측면이 있다.

Lee(2013) 연구는 Wolfers(2006)의 모형을 참조하여 분석하였다. 시범사업이 도입된 관할법원을 기준으로 지역을 새롭게 분류하여 이혼법 개정과 이혼율의 관계를 살펴보았다는 측면에서 의의가 있다. 그러나 관할법원을 기준으로 지역을 재분류함으로써 이혼율에 미치는 사회구조적 영향력이 효과적으로 통제되지 못하였고, 법률적 강제성이 크지 않은 시범사업이라는 특성과 3주의 짧은 의무숙려기간은 효과를 측정하기에 충분하지 않다는 한계점을 가지고 있다. 시범사업이 아닌 법적으로 도입된 이혼법 개정의 영향력은 강제성 측면에서 시범사업과는 다를 것이다. 이러한 국내외 선행연구들은 우리나라 이혼법 개정과 이혼율의

¹⁶ 이 연구에서 주목할 부분은 숙려기간의 자연발생적 시차(time lag)를 고려하였다는 것이다. 이혼은 숙려기간 종료 후 자녀양육에 대한 합의가 성립되어야 협의이혼의사 확인과 신고가 가능하다. 이혼절차는 최소 규정된 기간만큼 길어져서 시범사업을 실시하는 곳에서는 해당 기간만큼의 이혼율 지연현상이 발생되었다. 이러한 행정적 지연기간을 고려하더라도 여전히 이혼율 감소에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

관계 연구를 위해 방법론적으로 시사하는 바가 크다.

정리하면, 외국의 논쟁적인 결과들이 주는 시사점은 이혼율에 대한 종단적 차원의 분석이 필요하다는 것이다. 즉, 정책에 대한 반응으로 이혼율 변동이 일시적으로만 나타나는지 아니면 지속적으로 유지되는지를 살펴보는 ‘일시성과 지속성’ 관점을 고려해야 한다. 그리고 우리나라의 이혼 변화율을 살펴본 연구결과는 종단적 연구에 있어 이혼법 개정의 효과가 나타나는 시점의 특성을 고려해야함을 시사한다. 직전이나 직후, 또는 일정기간이 지난 시점 등을 살펴보고 이혼법 개정의 효과가 발생하는 시차의 양상을 파악할 필요가 있다. 이에 정책의 효과가 이혼율 변동에 즉각적인지 아니면 일정한 시간차를 두고 나타나는지를 살펴보는 ‘즉시성과 지연성’ 관점을 고려해야 한다. 마지막으로 법률적 내용의 미묘한 차이가 이혼율 변동의 차이로 귀결될 수 있다는 연구사실을 통해 우리나라의 경우 법률적 강도의 차이가 이혼율 변동의 차이로 나타나는지에 대해 이혼숙려제도와 양육비부담조서 의무화 제도의 도입 시기를 구별하여 살펴보고자 한다. 그러나 양육비부담조서 의무화 제도의 도입 이후 시점부터는 두 제도의 효과가 중첩되어 이혼숙려제도의 단일한 장기적 효과를 측정하기 어렵다. 장기적 관점에서 두 정책적 효과가 구별되지 않는다는 측면에서 지연성 또는 지속성의 양상은 전체 이혼법 개정의 효과로 국한하여 설명하고자 한다.

이와 같은 이혼율 변동 양상이 개정 이혼법의 효과로 인한 현상임을 주장하기 위해서는 이혼율에 미치는 사회구조적 또는 인구학적 요인 등 다양한 영향요인에 대한 통제가 필요하다. 이혼법과 이혼율의 관계를 살펴본 연구들(정기원, 2004; Gonzalez & Viitanen, 2009) 뿐만 아니라 이혼법과 이혼율의 관계를 살펴보지 않았으나 이혼율에 영향을 미치는 거시구조적 또는 사회경제적 변인들을 도출한 연구들(성낙일, 조동혁, 2015; 정창무, 2008; Amato & Beattie, 2011)에서도 사회구조적 요인

들이 이혼율에 영향을 미친다는 것을 지적한다. 특히 이혼율에 미치는 사회경제적 영향요인을 분석한 우리나라의 연구들은 종단적으로 실업율이나 경제활동상태 등이 이혼율 변동에 영향을 미치는 것으로 나타났다(성낙일, 조동혁, 2015; 정기원, 2004; 정창무, 2008). 또한 이 연구들은 우리나라의 정책 및 환경적 특성이 고려되고 이혼율과 관련이 있는 사회경제적 영향요인을 통제한 방식들을 사용하였다.

이상에서 살펴본 선행연구의 한계점을 보완하고 우리나라 개정 이혼법의 특성을 고려한 분석전략을 실현시키기 위해, 다음 장에서 활용될 주요한 종속변수 및 영향요인에 대해 고찰한다. 측정에 사용되는 이혼율과 사회구조 및 인구학적 변수들은 각 연구모델의 분석단위에 적합한 형태로 변형하여 분석하였다.

제 3 절 이혼율 지표와 이혼율에 영향을 미치는 요인

1. 이혼율 지표

이혼율 연구들이 활용한 지표는 조이혼율(성낙일, 조동혁, 2015; Friedberg, 1998; Kim & Oka, 2014; Kneip & Bauer, 2009; Wolfers, 2006), 조정이혼율(정기원, 2004; Amato, 2010; Kennedy & Ruggles, 2014; South, 1985), 유배우 이혼율(Amato & Beattie, 2011; Gonzalez & Viitanen, 2009) 등으로 다양하다. 각 지표들이 가진 특성이 있으나 많은 연구들이 측정 및 비교의 용이성으로 조이혼율을 사용하고 있다. 그러나 Amato(2010)는 조이혼율에서 사용하는 인구 천명에 대한 기준은 혼인집단의 인구구조에 대한 고려가 없으므로 조정이혼율에 비해 덜 정교한 부분이 있음을 지적하였다. 기준분모에 어떤 인구규모(인구수)를 사용하는지 즉, 활용되는 인구특성에 따라 측정오차가 나타날 수 있기 때문이다(황형태, 이성임, 방미진, 2005). 국내 몇몇 연구들도 이혼율 변동추이에 대한 분석에서 지표 및 측정방법에 대한 관심(박경애, 2000; 한성현, 최민자, 이진석, 2000; 황형태 외, 2005)이 높았다. 이 연구들에서는 이혼율 변동 현상을 측정도구인 지표의 문제로 간주하여 논의되기도 하였다. 특히, 박경애(2000)는 1970년부터 1995년까지의 집단 특성별 이혼수준에 대해 조이혼율, 일반이혼율, 연령별이혼율, 유배우이혼율 등으로 분석하였고, 한성현 외(2000)¹⁷는 생명표 방법으로 1985년부터 1996년까지 여성의 연령별 이혼확률 추이를 산출하였다.

¹⁷ 20세부터 59세까지의 연령별 기혼여성수를 활용한 계산 방법으로 1995년 여성의 이혼 확률을 구하였다.

두 연구는 다양한 지표를 통해 이혼율 변동을 분석하였으며, 지표에 따라 측정값의 차이가 발생한다는 것을 보여주었다는 측면에서 의의가 있다. 이는 이혼율 현상을 분석하기 위해서 정밀한 지표로 측정하는 것이 필요하다는 것을 의미한다.

이혼율 지표를 살펴본 연구들은 이혼율이 산정방식에 따라 상당한 차이를 보이는 것에 동의한다. 실제 이혼율은 당해 연도의 이혼건수를 어떤 기준으로 살펴보는지에 따라 값과 변동의 편차가 심하다. 한 예로 이태수(2003)는 2004년 우리나라의 이혼율을 47%로 발표하였다. 이 이혼율은 혼인대비 이혼율(DMR, divorce-marriage ratio)의 지표를 사용하였는데, 당해 연도의 이혼건수를 동일 연도의 혼인수로 나누어서 계산하는 방법(변화순, 1987)으로 혼인건수의 영향에 민감한 수치이다. 이 지표가 가지는 단점은 매년 새롭게 생성되는 혼인집단을 기준으로 추정하게 되어 전체 혼인집단에 대한 사회변동이 고려하지 못해 이혼율이 과대추정될 우려가 있다는 점이다(부동호, 2004). 왜냐하면 혼인건수는 미혼 중 특정연도에 발생된 현상이지만 이혼건수는 특정연도보다 이전시점에 혼인한 모든 유배우 중 발생된 현상으로 혼인율과 이혼율에 대한 목표 모집단(target population)이 다르기 때문이다(황형태 외, 2005). 이 지표는 과거 대중매체에서 종종 사용되었으나 최근에는 명확한 기준의 합의된 이혼율 측정지표를 사용해야 하는 것에 대한 공감대가 형성되어 활용되지 않고 있다. 이에 이혼율 연구에서는 어떤 이혼율 지표를 활용하느냐가 중요한 문제로 판단되어, 현재 사용되는 다양한 이혼율 지표들을 소개하고 그 중 연구에 가장 적합한 것을 선정하고자 한다.

조이혼율(CRD, crude divorce rate)은 가장 대표적인 이혼율 지표이다. 특정연도의 이혼건수를 총 인구수로 나누어 천분율(‰)로 계산된 값으로 모든 성별과 연령을 포함한 전체 인구 1,000명당 이혼건수를

의미한다(통계청, 2015). 이러한 조이혼율은 국가간 이혼율의 비교에서 가장 많이 활용되지만(Gonzalez & Viitanen, 2009; Kneip & Bauer, 2009; OECD, 2015), 이혼과 직접적으로 관련이 없는 아동이나 청소년, 독거 노인 등이 포함되어 있기에 이혼가능성을 평가하기에는 적절한 기준이라고 보기 어렵다. 일반이혼율(GDR, general divorce rate)은 특정 연도의 이혼건수를 동일연도의 15세 이상 인구로 나누어 천분율(‰)로 계산된 값이다(통계청, 2015). 조이혼율에 비해 15세 미만의 아동들을 제외함으로써 혼인이 가능하지 않은 집단을 제외하였으나, 여전히 이혼과 직접적으로 관련이 없는 인구들을 포함하고 있다는 측면에서 충분하지 않은 지표이다. 연령별 이혼율(ASDR, age-specific divorce rate)은 특정연도의 연령별 이혼건수를 해당 연령별 인구수로 나누어 천분율(‰)로 계산된 값이다(통계청, 2015). 연령대별로 이혼건수에 대한 비교분석이 가능하다는 장점이 있으나 여전히 기준분모가 이혼과 관련없는 인구를 포함하고 있다는 측면에서 앞선 두 수치와 유사한 문제를 가지고 있다. 표준화 이혼율(SDR, standardized divorce rate)은 각각 다른 연도의 비교를 위해 특정 연도의 인구구조를 기준으로 연도별 인구를 표준화한 상태에서 연령별에 따른 이혼율을 구하는 방식이다(박경애, 2000). 이와 같은 산출방식은 공통적으로 이혼가능한 유배우 집단으로 구성된 기준집단이 아니라는 점에서 정밀한 이혼율 측정을 어렵게 만든다.

이에 반해 조정이혼율(RDR, refined divorce rate)이나 유배우이혼율(DRMC, divorce rate of married couples)은 15세 이상 유배우 집단을 사용했다는 측면에서 앞선 지표들에 비해 보다 더 정교하다. 두 지표 모두 ‘유배우 이혼율’의 개념으로 사용되고 있으나 엄밀히 말하면 다르다. 조정이혼율은 특정연도의 15세 이상 기혼여성 인구에 이혼건수를 나누어 천분율(‰)로 계산한 값이며(정기원, 2004; Amato, 2010), 유배

우이혼율의 기준분모는 15세 이상 기혼 남녀의 인구이다(통계청, 2015). 조정이혼율은 외국 연구들에서 많이 사용되고 있어 국가간 비교연구가 가능하다는 장점이 있다(Amato, 2010; Kennedy & Rugglers, 2014) [표 2-2 참조].

여러 이혼율 지표 중에서 유배우인구를 기준집단으로 사용하는 지표가 가장 최적인 것으로 판단되며 실증적인 연구들이 이를 뒷받침 하고 있다(박경애, 2000). 그런데 우리나라에서는 유배우 인구를 파악하기 위해 5년마다 시행되는 인구총조사에 의존할 수 밖에 없으므로 정확한 측정에 한계가 있다. 이는 국내 선행연구들이 자료수집 및 측정의 용이성으로 조이혼율을 사용하는 것과 무관하지 않다. 하지만 인구구조는 급격하게 변하는 특성을 가졌다고 보기 어렵기 때문에 매년 측정하지 않아서 발생하는 오차는 크지 않을 것으로 예상된다. 그래서 본 연구에서는 정밀한 측정을 위해 서구 연구들에서도 활발히 사용하고 있는 조정이혼율을 이혼율 지표로 활용한다.

[표 2-2] 이혼율 지표들의 비교

이혼율	기준집단(분모)	관측집단(분자)
혼인 대비 이혼율(DMR)	혼인건수	이혼건수
조이혼율(CDR)	총 인구수	이혼건수
일반이혼율(GDR)	15세 이상 인구수	이혼건수
연령별이혼율(ASDR)	연령별 인구수	연령별 이혼건수
표준화이혼율(SDR)	기준연도로 표준화된 연령별 인구수	해당연도의 연령별 이혼건수
조정이혼율(RDR)	15세 이상 기혼여성	이혼건수
유배우이혼율(DRMC)	15세 이상 유배우 인구수	이혼건수

* 박경애(2000), 한국가족학연구회(1993), 황형태 외 (2005)의 연구에서 참조

2. 이혼율에 영향을 미치는 인구·사회경제적 요인

이혼율은 다양한 요인들의 영향을 받는다. 지금까지의 선행연구들이 분석한 이혼율의 영향요인들은 크게 거시구조적 요인, 인구학적 요인, 개인 및 가족적 요인으로 구분할 수 있다(김미숙, 원영희, 이현송, 장혜경, 2005; White, 1990). 거시구조적 요인은 거시적인 사회변화와의 관계에서 이혼율의 변동을 이해하는 관점으로, 산업화 및 도시화, 호황 및 불황 등의 경기변동, 가족 및 문화적 가치관의 변화, 법률의 요인으로 이혼율 변동을 설명한다(김미숙 외, 2005; 성낙일, 조동혁, 2015; 정기원, 2004; Clarke-Stewart & Brentano, 2006; White, 1990). 인구학적 요인은 이혼위험이 높은 집단의 특성을 밝히는 작업으로 재혼여부, 초혼연령, 결혼지속기간, 성비, 종교 및 인종 등의 요인으로 이혼율을 설명하려고 한다(김미숙 외, 2005; 성낙일, 조동혁, 2015; Andersen, 2005; De Graaf & Kalmijn, 2006; Lee, 2005; South, 2001). 그리고 마지막 요인은 개별 가족이나 이혼당사자의 이혼사유에 초점을 맞춘 요인이며, 주로 의사소통, 관계 및 심리적 측면에서 이혼율에 대해 논의한다(구혜경, 유영달, 2008; 김길현, 하규수, 2012; 박영신, 안귀옥, 2012; Clements, Stanley, & Markman, 2004; Rodrigues, Hall, & Fincham, 2006; Previti & Amato, 2004).

거시구조적 또는 인구학적 요인과는 달리 이혼사유는 개별 부부나 가족이 이혼에 이르게 되는 주관적인 이유를 설명하는 것이다. 이혼사유는 결혼이 해소되는 과정을 이해하는데 도움을 주지만, 개별 가족의 관계 및 문제의 맥락적 이해가 동반되어야 한다. 개별 가족의 획일적이지 않은 이혼사유를 일반화하여 이혼율 변동을 설명하기 쉽지 않으며, 본 연구의 관심은 법 개정의 효과를 보는 것이므로 관계적, 심리적 요인들은 본 연구에서 제외한다.

사회구조적 요인들 중 경기변동은 호황 및 불황 등의 경제적 상태를 나타내는 것으로서 경제활동참여율, 실업률 등이 대표적 지표들이다(성낙일, 조동혁, 2015; 정기원, 2004; 정창무, 2008; Kalmijn, 2007; South, 1985). 경제활동참가율 및 실업률은 개개인의 취업 및 미취업 상태를 반영하여 나타나는 지표로서 이를 통해 개별 가구의 경제적 상태를 유추할 수 있는 동시에 사회경제적 호황과 불황의 상황을 알 수 있다.

경제활동은 가계의 경제적 안정성과 관련이 있는데 부부의 성별에 따라 그 영향이 다르게 나타난다(White & Rogers, 2000). 남성의 경제적 안정성은 주 경제원으로 가계경제 안정화를 통해 이혼위험을 낮추는 것으로 연구되었다(홍백의, 박은주, 박현정, 박진, 2009; Jalovaara, 2001; South, 2001). 반면, 여성의 경제활동은 결혼생활의 불안정성을 높인다는 결과도 있고(성낙일, 조동혁, 2015; Lee, 2005; Poortman, 2005; Schoen, Astone, Kim, Rothert, & Standish, 2002; South, 1985), 영향을 미치지 않는다는 연구도 있다(정기원, 2004; 정창무, 2008; Gonzalez & Viitanen, 2009). 여성의 경제활동이 이혼위험과 관련 있다는 주장은 여성의 경제활동참여가 이들의 경제적 독립성을 향상시켜 남편에 대한 경제적 의존도를 낮춤으로써 이혼 가능성이 높아진다는 논리에 기반하고 있다(Schoen & Urton, 1979를 정기원, 2004에서 재인용). 이와 같은 논리로 많은 연구들이 주요 변수로 남성의 경제활동참가율과 별개로 여성 경제활동참가율을 주요 영향요인으로 활용하고 있다(성낙일, 조동혁, 2015; 정기원, 2004; 정창무, 2008; Schoen et al., 2002).

실업률은 가계경제 및 경기의 불황을 나타내는 지표로서 경제활동참가율과 더불어 이혼율에 미치는 주요한 사회경제적 영향요인으로 연구되고 있다(정기원, 2004; 정창무, 2008; Amato & Beattie, 2011; Cherlin, 2009; Hansen, 2005; Jalovaara, 2003; Kalmijn, 2007; Lewin,

2005). 실업률이 이혼율에 미치는 영향에 대한 논리는 다양하다. 실업이 심리적 스트레스를 유발하여 이혼위험이 높아진다는 관점과 실업으로 이혼 관련 비용을 감당할 수 없으므로 이혼위험이 낮아진다는 상반된 관점이 공존한다(Amato & Keith, 2011). 또 다른 관점은 이 둘의 관점이 종합적으로 적용된 것인데(Cherlin, 2009), 실업이 발생한 당시에는 이혼비용 때문에 이혼율이 감소하지만, 시간이 지난 뒤에는 이혼율이 증가한다는 것이다. 다시 말해, 동일시기의 실업률과 이혼율은 부적 관련성이 있지만 다음해의 이혼율과는 정적 관련성이 있다는 것을 의미한다(Amato & Keith, 2011). 그러나 실증적 연구에서는 같은 연도를 비교한 경우에만 실업률이 증가할수록 이혼율이 증가하는 것으로 나타나거나(정기원, 2004; 정창무, 2008; Amato & Keith, 2011), 실업률이 이혼율에 영향을 미치지 않았다는 연구도 있다(Kalmijn, 2007).

인구학적 요인에는 재혼여부, 초혼연령, 결혼지속기간, 성비 등이 있다. 재혼여부는 결혼안정성에 영향을 미치는 중요한 요인(김미숙 외, 2005; 김연옥, 2007; 임춘희, 2014)이다. 일반적으로 재혼부부의 이혼율은 초혼부부의 이혼율보다 높다(Felker, Fromme, Amaut, & Stoll, 2002). 재혼의 선택은 초혼 보다 경제적 부담, 자녀양육 등 현실적인 동기에 의해 결정되는 경향이 있지만 재혼생활에 대한 비현실적으로 지나친 기대가 이혼의 가능성을 높이는 요인으로 작용할 수 있다(김연옥, 2007). 또 다른 논리로 재혼율이 높다는 것은 이혼에 대한 장벽을 낮추는 계기가 되어 재혼이 갈등에 대한 매력적인 대안으로 작용할 수 있다는 것이다(성낙일, 조동혁, 2015).

초혼연령은 혼인에 대한 성숙한 판단에 따른 신중함과 연관된다(홍백의 외, 2009; Andersen, 2005; Lee, 2005; De Graaf & Kalmijn, 2006; Oppenheimer, 1988). 연령이 높을수록 오랜 기간 배우자 탐색에 시간을 투자하므로 성급한 결혼이 될 확률이 적으므로 혼인에 대한 안정성

이 높다는 논리이다(김미숙 외, 2005; Heaton, 2002; Lee, 2005). 특히, 여성에게 초혼연령이 이혼의 중요한 요인으로 작용하는 것으로 나타났다(Lee, 2005).

결혼지속기간은 혼인관계를 지속시키는 요인으로 작용하며, 결혼생활이 오래될수록 관계에 투자해온 정서 및 물질 자원으로 인해 쉽게 해체되지 않는다(Thornton Rodgers, 1987를 김미숙 외, 2005에서 재인용). 우리나라의 경우에도 4년 이하의 혼인지속기간인 경우 가장 높은 이혼전수를 차지하고 있다(통계청, 2011). 최근 20년 이상 혼인지속기간을 가진 부부의 이혼율이 지속적으로 증가하고 있지만 여전히 20년 이하의 혼인지속기간을 가진 가족이 전체 이혼의 70% 이상을 차지(통계청, 2015)한다.

성비(여성 대비 남성의 비율)는 인구학적 요인인 동시에 사회구조적 요인이기도 하다. 여성이 남성 보다 안정성을 추구하는 성향이 강하지만 남성은 여성보다 외도할 경향이 많기 때문에 성비가 높을 때 이혼율이 높다(Guttag & Secord, 1983을 White, 1990에서 재인용). 또 다른 연구에서는 성비가 높은 경우 여성인구의 공급이 적어지기 때문에 여성의 희소가치로 인해 이들의 협상력이 높아지고 결과적으로 여성의 지위가 상대적으로 커진다고 보고하고 있다. 즉 안정성을 지향하는 여성이 원하는 결혼상태를 유지하게 되어 이혼율이 감소한다(성낙일, 조동혁, 2015). 그러나 본 연구에서는 사회구조적 차원보다는 인구학적 특성으로 성비의 불균형에 따른 인구구조적 특성이 이혼율에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 우리나라의 성비가 높을 지역은 결혼이주여성에 대한 수요를 확산시켜 다문화가족이 빠르게 확산되는 결과를 낳았다. 최근 20년간 우리나라의 국제결혼비율은 증가하고 있는데, 한국인 여성과 외국인 남성에 비해 한국인 남성과 외국인 여성의 결혼, 즉 결혼이주여성이 압도적으로 많다(김두섭, 2006, 2012; 김두섭, 이명진, 2007).

문제는 국제결혼의 이혼확률이 높으며 이혼하는 다문화가족이 급격히 증가하고 있다는 점이다(김이선, 마경희, 선보영, 최호림, 이소영, 2010). 성비불균형이 국제혼인수를 증가시키는 요인으로 작용하므로 이혼율에 영향을 미치는 인구학적 요인으로 설명하고자 한다.

이 밖에 인구구조를 파악할 수 있는 변수로 혼인율과 미성년인구비율을 활용한다. 이혼은 혼인한 집단이 모집단이 되며 조정이혼율에서는 이러한 모집단이 기준이 된다. 조정이혼율을 종속변수로 활용하게 되면 이혼건수와 동시에 기준치의 영향을 받게 된다. 혼인율이 증가한다면 유배우 인구규모가 증가하여 이혼가능한 인구집단이 더 많아질 것으로 본다(성낙일, 조동혁, 2015). 그런데 최근 20년간 우리나라의 혼인율은 감소(통계청, 2015)하고 있는데 이러한 경향이 이혼율에 미치는 영향에 대해서는 확인된 바가 없다. 혼인율의 감소는 유배우 인구구조에 영향을 미치기 때문에 결과적으로 이혼율과 관련이 있을 것으로 판단되므로 이를 통제변수로 활용하고자 한다. 미성년인구비율은 미성년 자녀를 둔 가구규모를 파악할 수 있는 요인이다. 우리나라에서 혼외출산은 약 2.3%로 극히 일부이며 대다수 출산이 혼인관계에서 일어나므로(OECD, 2014), 혼인 후 출산이 일어난다는 차원에서 미성년인구비율은 미성년 자녀의 가구에 대한 정보를 제공한다. 또한 이 변수를 통해 미성년 자녀를 둔 가구규모의 변화와 이혼율 변동과의 관련성을 통제함으로써 이혼법 개정의 순효과를 정확하게 분석할 수 있다.

선행연구에서 지적된 이혼율에 미치는 영향요인 중 본 연구에서 이혼율에 대한 영향요인으로 설정하고 통제할 변수는 다음과 같다. 지역 분석에서는 남성/여성 경제활동참가율, 남성/여성 실업률, 혼인율, 재혼율, 초혼연령, 미성년인구비율을 활용하며, 집단 분석에서는 초혼연령과 결혼지속기간을 활용한다.

제 3 장 연구방법

제 1 절 분석자료 및 대상

1. 분석자료 및 주기

1) 분석자료

이혼법과 이혼율의 관계를 검증하기 위해 2000년부터 2015년까지 통계청 및 정부기관에서 제공하는 다양한 자료를 활용하였다. 본 연구의 분석대상은 지역과 집단으로 나뉘지기 때문에 분석단위에 따라 활용할 자료도 달라진다. 기본적으로 이혼신고서의 원자료(이하 이혼신고자료)와 인구주택총조사(이하 인구총조사)를 중심으로 하되 분석대상과 분석방법에 따라 다른 자료를 활용하였다. 그러므로 분석대상에 따라 연구방법에 활용할 자료와 변수를 구분하여 설명한다.

먼저, 지역 분석에서는 인구동향조사, 인구총조사, 주민등록인구현황, 경제활동인구조사의 시도별 자료를 활용하였다. 인구동향조사는 인구규모 및 인구구조를 변동시키는 기본적 요인인 출생, 사망, 혼인, 이혼에 대한 기본적인 정보를 제공한다. 이 자료에서 이혼건수, 협의이혼건수, 재판이혼건수, 혼인건수, 재혼건수, 초혼연령, 성비를 활용하였다. 인구총조사는 인구규모, 분포 및 구조(가구)와 주택에 관한 특성에 대한 정보를 제공하며, 성·연령별 혼인상태에 따른 인구수를 통해 15세 이상

여성유배우 인구수를 사용하였다. 주민등록인구현황은 주민등록인구 및 세대현황에 대한 지역별·연령별 인구정보를 제공한다. 이 자료에서 지역별 미성년자 인구수를 활용하였다. 마지막으로 경제활동인구조사는 취업, 실업, 노동력 등 경제활동 전반에 대한 정보를 제공하며, 이 자료에서는 남성과 여성 각각의 경제활동참가율, 실업률의 변수를 활용하였다. 모든 자료는 2000년부터 2015년까지 각 연도 및 16개 시도(세종자치특별시 제외)별 자료이며 총 256개 표본을 가진 하나의 데이터로 만들었다.

다음으로 집단 분석에서는 이혼신고자료, 인구총조사, 사업체노동실태 현황의 자료를 사용하였다. 이혼신고자료는 이혼 신고한 모든 개인 및 가족의 정보를 담고 있어 법률적으로 이혼한 모집단에 대한 자료이다. 기본적으로 이혼신고자료에는 이혼한 부부(남편과 부인)의 인구학적인 정보와 가족 관련 정보가 있다. 이혼신고일자(년월일), 실제결혼일자(년월)¹⁸, 실제이혼일자(년월)¹⁹, 20세미만 자녀수, 이혼종류(협의이혼, 재판이혼), 이혼사유(배우자 부정, 정신육체적 학대, 가족간 불화, 경제문제, 성격차이, 건강문제, 기타)²⁰, 동거기간 등 기본적인 이혼가구 정보 뿐만 아니라, 남편과 아내의 개별정보인 거주지 주소, 결혼연령, 이혼연령, 직업²¹, 교육수준²², 국적의 항목으로 구성되어 있다. 이 자료에서는 미성년 자녀 수, 이혼종류, 남편과 아내의 개별 정보를 활용하였다. 분석에 활용한 이혼신고자료는 2000년부터 2015년까지 미성년 자녀수에 대한

¹⁸ 혼인신고나 결혼을 한 날이 아니라 사실상 부부생활(동거)을 시작한 날(양력)이다.

¹⁹ 재판확정일과는 상관없이 이혼당사자가 사실상 결혼생활을 정리하고 헤어진 때이다.

²⁰ 이혼하게 된 가장 큰 이유를 말하며 여러 가지 사유가 복합적으로 적용했을 때에는 그 중에서 가장 비중이 큰 원인이다.

²¹ 이혼당시의 직업이며, '한국표준직업분류'에 의해 구분이 가능한 구체적인 직업이다.

²² 교육수준과 직업은 2010년 이후 상세 코드가 변경되었는데 연도별 비교를 위해 2010년 이전 코드에 맞춰 수정하여 사용하고자 한다.

정보를 기재하지 않은 가족을 제외한 총 1,990,717건의 자료를 사용하였다. 인구총조사에서는 15세 이상 여성유배우 인구수를 사용하였다. 마지막으로 고용노동부에서 제공하는 고용형태별근로실태조사(이하 근로실태조사)는 근로자 1인 이상 사업체에 종사하고 있는 자영업주를 제외한 정규직 근로자, 비정규근로자의 임금, 근로시간, 고용형태, 사회보험 등 각종 근로조건에 관한 사항을 사업체 특성 및 인적 속성별로 파악한 자료이다. 해당 자료의 연도·성·연령계층·학력·직종별 평균 월급여총액(단위:원) 정보를 활용하였다. 그리고 가계동향조사는 가구의 생활수준실태와 그 변동사항을 파악하기 위해 가계의 수입과 지출을 조사하는 자료로서 매년 소득분배지표를 제공한다. 이 소득분배지표에는 전체가구기준²³ 자료가 있으나, 2006년부터 제공되어 이전 자료가 없다는 한계가 있다. 그러므로 1990년부터 시계열 자료가 제공되는 도시 2인 이상 가구 기준을 사용하고 가구원수를 고려한 균등화 중위소득을 기준으로 소득계층을 나눠 분석에 사용하였다. 균등화 중위소득은 가구소득을 가구원수의 제곱근으로 나누어 각 가구원에게 부여하는 수치이며, 이 값을 크기 순서대로 나열했을 때 중간에 있는 사람의 소득이다(통계청 가구소득, <http://kostat.go.kr/incomeNcpi/income/>).

본 연구에서 활용되는 모든 자료들은 통계청의 국가통계포털(kosis.kr)과 마이크로데이터 통합서비스(mdis.kostat.go.kr)에서 제공하는 자료를 가공하여 사용하였다.

²³ 전체가구기준은 가계동향조사와 농가경제조사자료를 이용하여 작성하고 전국에 거주하는 모든 가구(1인가구 포함)를 의미한다.

[표 3-1] 통계분석에 활용되는 자료 및 변수

자료	변수
[지역]	
인구동향조사	이혼건수, 협의이혼건수, 재판이혼건수, 혼인건수, 재혼건수, 초혼연령, 성비
인구총조사	15세 이상 여성유배우 인구수
주민등록인구현황	연도 · 성 · 연령계층 · 학력 · 직종별 평균 월급여총액
경제활동인구조사	성별 경제활동참가율, 성별 실업률
[집단]	
이혼신고자료	미성년 자녀수, 이혼종류, 부부의 개별 정보(연령, 학력, 직업)
인구총조사	15세 이상 여성유배우 인구수
사업체노동실태조사	연도 · 성 · 연령계층 · 학력 · 직종별 평균 월급여총액

2) 분석단위

이혼율 변동의 양상을 분석하기 위해서는 분석단위에 대한 고민도 필요하다. 이혼율 변동 추이를 살펴본 연구들은 이혼율 뿐만 아니라 분석에 활용되는 사회경제 및 인구학적 변수들의 대부분이 연도단위로 활용되고 있다(성낙일, 조동혁, 2015; 정기원, 2004; 정창무, 2008; Amato & Beattie, 2011). 우리나라 이혼율 분석이 연도단위를 주된 분석단위로 쓰는 이유는 이혼율 지표의 특성과 거시요인 제공형태의 한계 때문이다. 경제활동참여율이나 실업율 등 일부 월별 단위로 제공되는 통계치도 있지만, 대부분의 인구 및 사회환경적 요인들은 연도별 또는 5년 주기 통계치로 제공되고 있다(통계청 국가통계포털, 2017).

다른 사회구조적 요인을 통제하여 이혼법의 순효과를 측정하기 위해서는 지역 분석이 필요한데, 정보의 제공형태로 인해 연도단위로 분석할 수 밖에 없다. 그러나 연도단위로 분석하면 본 연구에서 살펴보려는

변동양상 중 ‘즉시성’ 여부를 파악하기 어렵다. 개정 이혼법은 한 해의 중간시점(이혼숙려제도: 2008년 6월, 양육비부담조서 의무화 제도: 2009년 8월)에 적용되기 시작하였기 때문에 연도단위 분석에서 제도 도입의 효과를 정확하게 추정하기 어려울 수 있다. 2000년, 2001년 등 각 연도별 기준으로 수치화되어 있는 변수들은 이혼숙려제도 도입 직후의 2008년 6월부터 2009년 7월까지의 기간의 변화를 포착할 수 있는 최적의 기간이 아니다. 도입 이후 즉각적으로 발생하는 즉시성은 측정 기간에 가까울수록 정확한 분석이 가능하기 때문이다.

이혼법 개정이 시차 및 유지여부에 따라 나타나는 효과를 분석하기 위해 개정 시점의 재설정이 필요하다. 분석기간의 재설정이 효과적으로 이루어지기 위해서 월 단위로 추이를 살펴보는 방안이 적절하다고 판단된다. 월별 이혼율은 이혼법 개정 주요 시점을 기준으로 이혼율의 변동양상을 정밀하게 파악할 수 있도록 만든다. 개정 이혼법의 도입 직전과 직후를 반영한 기간으로 분석기간을 재구성하여 이혼율 변동 양상을 분석하고자 한다. 그러나 월별 이혼율은 실증적인 통계분석이 어렵기 때문에 기술 및 현황 분석으로 분석범위를 제한할 것이다. 본 연구에서 월 단위 이혼율의 기술적 추세분석은 이혼법 개정의 효과를 보다 자세하게 측정하기 위한 기초자료로 활용하였다.

2. 분석대상 및 모형

본 연구에서 활용한 분석모형은 분석대상에 따라 다르다. 16개 시도별 지역과 미성년 자녀 유무 및 소득계층에 따라 집단으로 나눠서 분석할 것이며 활용할 변수구성도 다르다. 시도단위에서는 이혼법 개정이 이혼율 변동에 미친 효과를 시도별 사회경제적 요인 및 인구학적 요인

과 함께 살펴보고, 집단에서는 2가지 유형의 집단으로 나뉘어서 살펴보았다. 이혼법 개정이 미성년 자녀를 둔 가족을 중심으로 적용되는 법개정이므로 이를 기준으로 지정하였고, 또한 경제적 지원인 양육비가 주요 핵심과제이므로 가족의 경제적 수준에 따라 정책효과를 측정하고자 하였다. 이를 위해 미성년 자녀 유무와 소득계층을 기준으로 실험집단과 비교집단을 구성하고자 한다.

1) 지역

이혼율은 시군구, 시도, 국가 단위에서 분석할 수 있으며, 지역 중 시군구 단위가 가장 상세한 수준으로 가장 많은 샘플을 확보할 수 있다. 그러나 이혼율 외의 인구학적 요인 및 사회경제적 요인들은 시군구 단위의 자료로 제공되지 않는다는 점과, 주로 시도단위에서 연구된 선행 연구들의 결과와 비교 용이하다는 측면에서 시도단위가 더 적절한 분석단위로 판단된다. 따라서 본 연구에서는 16개 시도(세종특별자치시 제외) 단위로 분석하였다.

$$[A] \quad RDR_{it} = \beta_0 + \sum_{t \geq 1} \beta_t \text{law in effect for } t_{it} + \sum_t \text{time fixed effects}_t + \sum_t \text{state fixed effects}_t + X_{it}\gamma + \epsilon_{it}$$

함수 [A]는 시도의 이혼율 변화를 통해 개정 이혼법의 효과를 검증하는 것이다. 시도별 패널분석에서 사용되는 종속변수는 시도별 총이혼율

(RDR_{it})이다. 총이혼율은 시도(i)별 이혼건수를 연도 및 시도별 15세 이상 여성유배우 인구수²⁴로 나눈 당해연도(t)의 이혼율 값이다. 독립변수는 2000년부터 2015년까지의 각 연도를 사용하며 준거기간으로 이혼숙려제도 및 양육비부담조서 의무화 제도가 모두 시행되기 시작한 2009년 시점을 설정하여 각각 분석한다. 통제변수($X_{it\gamma}$)는 시도(i)의 당해연도(t) 뿐만 아니라 이전연도($t-1$)와 전전연도($t-2$)의 값을 사용하였으며, 앞서 선행연구들에서 지적된 성별 경제활동참가율 및 실업률의 사회경제적 요인과 혼인율, 재혼율(여), 초혼연령(여), 미성년 자녀 비율, 성비의 인구학적 변수를 사용하였다. 경제활동참가율은 만 15세 이상 인구 중에서 경제활동인구(취업자+실업자)가 차지하는 비율로서 여성인 경우 여성경제활동인구, 남성인 경우 남성경제활동인구가 기준이 된다. 실업률은 실업자가 경제활동인구에서 차지하는 비율로서 여성실업률은 여성실업자, 남성실업률은 남성실업자가 기준이 된다. 혼인율은 각 지역의 해당연도 인구수를 기준으로 혼인건수를 나눠서 천분율로 계산된 값이며, 재혼율은 각 지역의 해당연도 혼인건수를 기준으로 여성의 재혼건수를 나눠서 천분율로 계산된 값이다. 미성년인구비율은 각 지역 15세 이상 여성유배우 인구수를 기준으로 각 지역별 미성년자(19세 이하)를 나눠서 백분율로 계산된 값으로서 미성년 자녀를 둔 가족의 인구규모를 통제하기 위한 변수로 사용하였다. 성비는 여성인구 백명당 남성인구수의 비율이다. 마지막으로 이혼율에 영향을 미치는 관찰되지 않은 지역의 영향요인은 고정효과로 통제하였다[표 3-2 참조].

²⁴ 인구총조사는 매 5년마다 실시되므로 해당 인구에 대한 정보는 2000년, 2005년, 2010년, 2015년의 자료만 있다. 이러한 자료의 한계는 조사하지 않은 연도의 인구수를 추정해서 사용할 필요성을 제기한다. 이를 위해 선형보간법(linear interpolation 선형내삽법)을 활용한다. 두 지점에 대한 정보가 주어졌을 때 그 사이 위치한 값을 추정하기 위해 직선 거리에 따라 선형적으로 계산하는 방법이다. 선형보간법으로 주어지지 않은 연도의 15세 이상 여성유배우 인구수를 계산한다.

통계청에서는 성별에 따라 재혼건수와 초혼연령을 따로 보고하고 있다. 그러나 남녀의 재혼율 및 초혼연령의 상관관계는 재혼율이 .99, 초혼연령이 .96으로 높게 나타나, 여성의 재혼율 및 초혼연령을 대표변수로 활용하였다. 그리고 선행연구들에서는 사회경제적 요인들의 영향력이 성별에 따라 상이하다는 점을 지적하므로(성낙일, 조동혁, 2015; White & Rogers, 2000), 남녀의 경제활동 변수를 각각 활용하였다.

[표 3-2] 지역 분석에 활용되는 변수의 측정방법

변수	측정방법
이혼율	• 시도별 해당연도의 이혼건수를 15세 이상 여성유배우 인구수로 나눈 값을 천분율로 계산
여성경제활동참가율	• 시도별 만 15세 이상 인구 중 여성 경제활동인구(실업+취업) 비율
남성경제활동참가율	• 시도별 만 15세 이상 인구 중 남성 경제활동인구(실업+취업) 비율
여성 실업율	• 시도별 경제활동인구 중 여성실업자 비율
남성 실업율	• 시도별 경제활동인구 중 남성실업자 비율
혼인율	• 시도별 해당연도의 혼인건수를 인구수로 나눈 값을 천분율로 계산
재혼율	• 시도별 해당연도의 재혼건수를 혼인건수로 나눈 값을 천분율로 계산
초혼연령	• 시도별 해당연도의 평균 초혼연령
미성년인구비율	• 시도별 해당연도의 미성년자(19세이하)수를 15세 이상 여성유배우 인구수로 나눈 값을 천분율로 계산
성비	• 시도별 여성인구 100명당 남자인구수

2) 집단

이혼신고자료에서 미성년 자녀 유무 정보를 사용했으며, 이혼신고자료의 개인정보와 근로실태조사의 평균 월 급여액을 매칭하여 생성한 가계소득의 정보를 기준으로 분석집단을 구성하였다. 미성년 자녀 유무는

20세 미만 자녀수에 대한 정보를 활용하여 자녀가 없다고 응답한 가족과 1명이상으로 응답한 가족으로 구분하였다. 개인정보에는 남편과 아내의 개별정보인 이혼신고연도, 성별(남편/아내), 연령, 학력수준, 직종에 대한 정보가 포함된 반면 소득에 대한 정보는 없다. 따라서 학력수준과 직종 정보 등을 근로실태조사의 정보와 매칭하여 개별 또는 가족의 소득정보를 보완하여 사용하였다. 근로실태조사에서는 성별, 연령, 직업, 학력에 따라 연도별 정규직 및 비정규직 전체 근로자의 월평균임금을 제공하고 있고, 매년 성별(2), 연령대(10), 직업구분(9), 학력수준(3)에서 4개 유형과 총 24개의 하위 기준으로 생성된 매년 540개의 소득정보를 활용할 수 있다. 상세한 구분은 실제에 근접한 소득 추정을 돕는다. 소득정보는 이혼신고자료의 정보와 매칭하여 남편 및 아내의 개별 월평균소득 또는 가구의 월평균소득에 대한 정보로 활용하였다.

각 가계근로소득은 소득분배지표의 균등화 중위소득을 기준으로 중위소득의 50%–150% 사이를 중위소득계층으로 나눈다. 그러나 중위소득계층을 중위소득의 50%–150%로 정의할 경우, 그 구간이 너무 넓기 때문에 이를 세분화한 하위중위소득계층(50%–75%), 핵심중위소득계층(75%–125%), 상위중위소득계층(125%–150%)의 기준²⁵을 활용하여 집단을 구분하였다. 중위소득계층은 핵심중위소득과 상위중위소득을 포함하는 중위소득의 75%–150%인 집단이며, 상위소득계층은 중위소득의 150%이상의 집단이다.

소득계층별 분석은 중위소득계층과 상위소득계층만을 비교분석하였다. 이는 이혼신고자료가 가진 개인별 정보의 한계로 인해 근로실태조사의 해당 정보에서 매칭하지 못한 개인과 가족이 존재하여 하위소득계층이 정확하게 계층하지 못했을 가능성이 있기 때문이다. 이혼신고자료의 소

²⁵ 통계개발원의 ‘중산층 측정 및 추이분석’ (박소현, 안영민, 정규승, 2013) 연구를 참고하였다.

특별 인구구성비율과 우리나라 도시2인이상 가구의 소득별 인구구성비율을 비교한 [표 3-3]를 보면, 이혼신고자료의 개인정보를 토대로 생성된 가계근로소득기준은 아래와 같이 중위소득 75%미만의 경우 평균 2%로 나타났다. 이는 우리나라 도시 2인이상 전체가구의 시장소득 중 중위소득 50%미만이 차지하는 비율 13.4%에 미치지 못하는 낮은 수치이다.

[표 3-3] 이혼신고자료와 우리나라 전체가구의 인구구성비율 비교

(전체: 100%, 단위: %)

연도	이혼신고자료				전체 가구 (도시2인 이상 시장소득)			
	75% 미만	75-150%	150% 이상	무직	정보 미상	50% 미만	50-150 %	150% 이상
2000	1.64	42.64	28.60	15.04	12.08	10.4	69.7	19.9
2001	2.76	43.78	29.69	15.44	8.33	11.3	68.2	20.5
2002	1.49	43.73	32.79	14.23	7.75	11.1	67.9	21.0
2003	1.72	43.21	32.41	15.36	7.30	12.1	69.4	18.5
2004	1.45	42.02	34.23	16.26	6.03	12.8	67.1	20.1
2005	1.22	38.71	37.04	17.08	5.94	13.6	66.6	19.8
2006	1.09	35.20	39.09	17.39	7.23	13.8	65.0	21.3
2007	1.05	32.51	41.27	17.44	7.74	14.9	63.5	21.7
2008	1.50	30.38	46.58	15.82	5.72	14.7	62.7	22.6
2009	1.06	27.12	50.67	16.64	4.50	15.4	62.6	22.0
2010	1.42	29.26	49.24	15.39	4.68	14.9	63.7	21.5
2011	1.92	32.92	46.41	14.27	4.48	15.0	63.8	21.2
2012	3.55	28.62	50.56	13.26	4.00	14.4	65.5	20.1
2013	3.39	28.01	54.02	11.84	2.75	14.5	66.0	19.5
2014	3.22	27.28	53.97	10.72	4.80	13.5	66.0	20.5
2015	4.57	24.70	55.81	10.13	4.79	14.2	67.3	18.5
전체 (명)	2.02 (40,237)	34.92 (695,223)	41.98 (835,627)	14.86 (295,849)	6.22 (123,781)	13.54	65.94	20.54

이혼신고자료에서 하위소득계층이 낮은 수치로 나타난 이유는 정보미상인 자료로 인한 결측치와 취업자의 직종유형을 중심으로 추정된 근로실태조사의 자료가 가지는 한계로 예상된다. 매칭되는 기준인 연령, 학력, 직종 등의 정보 중 하나의 정보라도 없으면 월급여액의 정보를 확인할 수 없고, 이혼신고자료의 개인정보가 필수기업사항이 아니므로 정보의 유실될 가능성이 높다. 유실된 정보로 인해 개인의 소득정보를 가져오지 못한 대상이 있고 이들이 월별 평균 6%에 이른다. 또 다른 문제는 취업자의 직종정보에만 의존하므로 무직인 경우 해당 소득을 추정하기 어렵다는 것이다. 남편과 아내 모두 무직인 경우 소득정보를 계측할 수 없고 이혼신고자료에서는 이러한 대상이 평균 약 15%에 이른다. 이러한 한계들로 가계소득수준을 추정하기 쉽지 않았고 특히 하위소득계층의 비율이 낮게 추정된 것으로 판단된다. 상대적으로 추정의 정확성이 떨어지는 하위소득계층을 분석에서 제외하고 중위소득계층과 상위소득계층으로 분석하고자 한다.

집단 분석에서 사용한 종속변수는 조정이혼율, 협의 및 재판이혼율이 다. 각 종속변수들은 연도·월별 이혼건수, 협의이혼건수, 재판이혼건수를 연도별 15세이상 여성유배우 인구수로 나눈 값이다. 미성년 자녀 유무는 20세 미만 자녀수에 대한 정보를 활용하였으며 신고년월일을 기준으로 각 집단의 월별 이혼건수를 계산하였다. 협의 및 재판이혼율도 이혼신고자료에서 이혼유형 중 ‘협의’와 ‘재판’으로 응답한 사람들을 구분하여 신고년월일을 기준으로 동일한 방법으로 계산하였다[표 3-4 참조]. 본 연구는 이혼한 모집단을 대상으로 분석했기 때문에 통계적 유의미성은 필요하지 않다. 이를 토대로 도출한 집단분석에 활용한 함수는 다음과 같다.

$$[B] \quad Y_{it} = \alpha + \gamma fwc_{it} + \delta period_i + \beta fwc_{it} \times period_i + \sigma Control_{it} + \epsilon_i$$

함수 [B]는 가족의 미성년 자녀 유무의 이혼율 변화를 통해 개정 이혼법의 효과를 검증한 것이다. 미성년 자녀가 있으면 fwc_{it} 가 1이고 미성년 자녀가 없으면 0이며, $period_i$ 는 주요 시점 이후인 경우 1, 이전이면 0이다. 대상과 시점에 대한 상호작용인 $fwc_{it} \times period_i$ 은 미성년 자녀가 있으면서 주요 시점 이후인 경우 1, 그렇지 않으면 0이므로 이혼법 개정에 대한 효과는 β 의 수치로 알 수 있다. γ 는 효과집단과 비교집단의 차이를 δ 는 두 시점의 차이를 나타낸다. $Control_{it}$ 은 통제변수로 활용된 남성과 여성의 초혼연령, 결혼지속연수의 인구학적 변인이며, σ 는 이혼율 변동에 영향을 미치는 인구학적 변인의 영향력을 의미한다.

$$[C] \quad Y_{it} = \beta_0 + \gamma_1 fwc1_{it} + \gamma_2 fwc2_{it} + \delta period_i + \beta_1 fwc1_{it} \times fwc2_{it} \\ + \beta_2 fwc1_{it} \times period_i + \beta_3 fwc2_{it} \times period_i \\ + \beta_4 fwc1_{it} \times fwc2_{it} \times period_i + \sigma Control_{it} + \epsilon_i$$

함수 [C]는 가족의 소득계층별 이혼율 변화를 통해 개정 이혼법의 효과를 검증하는 것이다. $fwc1_{it}$ 는 미성년 자녀를 둔 가족 중에서 중위소득계층인 경우 1이고 상위소득계층이면 0이다. $fwc2_{it}$ 는 미성년 자녀가 없는 가족 중에서 중위소득계층인 경우 1, 상위소득계층이면 0이다. $period_i$ 는 주요 시점 이후인 경우 1, 이전이면 0이다. 상호작용인 $fwc1_{it} \times fwc2_{it} \times period_i$ 은 미성년 자녀를 둔 중위소득계층의 주요 시점 이후인 경우 1, 그렇지 않은 경우는 모두 0이므로 이혼법 개정에

대한 효과는 β_4 의 수치로 알 수 있다. γ 는 효과집단과 비교집단의 차이를 δ 는 두 시점의 차이를 나타낸다. $Control_{it}$ 은 통제변수로 활용된 남성과 여성의 초혼연령, 결혼지속연수의 인구학적 변인이며, σ 는 이혼율 변동에 영향을 미치는 인구학적 변인의 영향력이다.

[표 3-4] 집단 분석에 활용되는 변수의 측정방법

변수	측정방법
미성년 자녀 유무	• 20세 미만 자녀수의 문항에서 자녀가 없다고 응답한 가족은 0, 1명이 상으로 응답한 가족은 1로 구분
소득계층	• 이혼신고자료의 개별정보(이혼신고연도 및 부부의 연령, 학력수준, 직종)와 근로실태조사의 성별, 연령, 직업, 학력에 따라 연도별 근로자 월평균임금을 매칭하여 부부의 근로소득을 합산한 가계소득 측정
총이혼율	• 신고년월일을 기준으로 각 가족(집단)의 월별 이혼건수를 15세 이상 여성유배우 인구수로 나눈 값을 천분율로 계산
협의이혼율	• 신고년월일을 기준으로 각 가족(집단)의 월별 협의이혼건수를 15세 이상 여성유배우 인구수로 나눈 값을 천분율로 계산
재판이혼율	• 신고년월일을 기준으로 각 가족(집단)의 월별 재판이혼건수를 15세 이상 여성유배우 인구수로 나눈 값을 천분율로 계산

선행연구들은 분석시점과 기간의 설정이 중요함을 강조하지만, 우리나라에 이를 적용하기란 쉽지 않다. 이혼법 개정 이후 장기간의 시계열 자료가 부재한 상황이어서 장기적인 효과를 논하기에는 적절치 않다. 그러나 제도 개정 후 8년이 지났고 시범사업까지 전 기간을 모두 합하게 되면 12년의 시간이 경과되었다. 분석에 사용되는 시간길이는 단기적 또는 중단기적으로 이혼율 변동을 유지여부 및 시차여부 측면에서 분석할 수 있는 수준으로 보이며 연구분석에 사용될 기간은 다음과 같이 구분한다.

이혼숙려제도(2008년 6월), 양육비부담조서 의무화 제도(2009년 8월)의 주요 이혼법 개정을 기준으로 이중차이 분석에서는 아래의 [표 3-5]처럼 5단계로 구분하였다. 서울가정법원과 가사소년제도개혁위원회가 협의이혼절차에서 이혼숙려제도를 시범적으로 도입하기 위한 움직임이 2004년부터 있었기 때문에(성정현, 양심영, 2006), 이혼법 개정전 이혼숙려제도의 시범사업이 적극적으로 확대되기 전 2003년을 제도 도입의 이전 시점으로 선택하였다. 또한 이혼숙려제도와 양육비부담조서 의무화 제도의 시점을 나눠서 살펴보는 이유는 법률규정의 강도에 따라 이혼율의 변동에 영향을 미칠 가능성을 확인하려는 목적이 있다. 서구의 결과들이 이혼법 규정의 차이가 이혼율 변동과 관련 있을 수 있음을 지적하듯이(Allen, 1992; Friedberg, 1998; Peters, 1986), 이혼숙려제도와 양육비부담조서 의무화 제도의 차이는 이혼율 변동의 양상을 변화시킬 수도 있을 것으로 판단된다. 이후 4개의 시점은 법률의 강도 차이와 변동 양상의 즉각성 및 안정성을 살펴보기 위해 나누었다.

[표 3-5] 이혼법 개정에 따른 주요 분석시점

단계	시기
도입 5년 전	2003
이혼숙려제도 도입 직전	2007.06-2008.05
이혼숙려제도 도입 직후(양육비부담조서 의무화 제도 도입 직전)	2008.06-2009.07
양육비부담조서 의무화 제도 도입 직후	2009.08-2010.07
도입 5년 후	2014

이혼숙려제도 도입 직전, 이혼숙려제도 도입 직후 및 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직전, 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직후는 이혼법의 개정의 즉각적 반응을 보는 시점이며, 도입 5년 후인 2014년은

자연성 여부를 판단하기 위한 시점이다. 또한 이혼율 변동이 각 시점마다 모두 변화를 포착하게 되면 지속성을 갖는 것이며 특정 시점에만 변화를 보이면 일시성을 갖는 것이다. 도입 5년 전, 도입 직전, 도입 직후, 도입 5년 후의 시점은 이혼법 개정의 효과에 따라 이혼율 변동 양상의 즉각성과 자연성 또는 일시성과 지속성을 파악하기 적절한 시점으로 판단된다.

제 2 절 분석방법

1. 추세분석

이혼법 개정의 효과를 통계적으로 분석하기에 앞서 2000년부터 2015년까지의 이혼율 변동추이를 살펴봄으로써 지역 및 집단별 이혼율 변동 현황을 파악하고자 추세분석을 하였다. 선행연구들에서 주로 사용한 조이혼율과 비교하여, 조정이혼율(이하 총이혼율)의 변동 추이도 검토하였다. 이혼율 변동에 대한 기술분석은 우리나라 전체 현황을 시작하여 지역과 집단의 분석대상 순서로 살펴보았다.

우리나라 전체 현황의 월별 총이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율을 분석하여 이혼율의 변동 양상 중 시차여부 및 유지여부의 발생 가능성을 예측하고자 하였다. 다음으로 시도별 총이혼율 변동에 대해 연도별로 분석함으로써 이혼법 개정 전후로 나타난 16개 시도의 이혼율 변동 추세를 확인하였다. 지역별 이혼율 변동에 대한 기술분석을 통해 연도별 이혼율의 분산을 확인할 수 있었다. 지역별 추세 양상에 대한 확인은 이혼율에 영향을 미치는 지역특성 중 관측된 영향요인 뿐만 아니라 관측되지 않은 영향요인의 중요성을 확인하고, 관찰하지 못한 영향요인을 통제하기 위해 지역더미변수에 대한 활용여부를 판단하는 자료가 된다.

마지막으로 월단위 집단별 총이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율을 살펴 보았다. 가족의 이혼율 변동 추세를 통해 이혼법 개정 전후로 나타나는 미성년 자녀를 둔 가족과 미성년 자녀를 둔 중위소득계층 가족의 변화 양상을 확인할 수 있다. 이혼율 변동 양상의 기술분석은 다음단계의 통계분석을 위한 기초자료가 될 것이다.

2. 고정효과 패널분석

패널데이터는 횡단면(cross-sectional) 데이터와 시계열(time-series) 데이터의 결합으로 개체와 시간에 영향을 미치지만 관찰되지 않는 변수를 통제할 수 있다는 장점이 있다(민인식, 최필선, 2012; 이희연, 노승철, 2013). 여기서 관찰되지 않는 변수란 영향력은 있으나 실증적으로 관찰할 수 없는 누락변수(omitted variable)를 의미한다. 이는 시간에 따라 변하지 않는 개체효과(시간불변 개체효과)와 개체에 따라 변하지 않는 시간효과(개체불변 시간효과)가 있다(이희연, 노승철, 2013). 이와 같은 누락변수를 ‘상수(constant)’로 가정하는 모델이 고정효과모델(fixed effects model)이고, ‘확률’로 가정하는 모델이 확률효과모델(random effects model)이다. 어떤 패널모델이 연구분석에 적합한지는 다양한 검정방법을 통해 결정된다.

본 연구에서도 모델에 대한 검증절차를 위해 먼저 Chow 검정을 통해 합동회귀모델(pooled OLS)과 고정효과모델 중 더 적합한 모델을 검증하였다. 이 검증법은 개체 및 시간특성이 더미변수로 포함된 모델과 포함되지 않은 모델을 비교하여 유의성을 검증하는 것이다. Chow 검정 결과 통계적으로 유의하게 나타나 귀무가설(고정효과 패널모델에 포함된 모든 더미변수는 차이가 없다)이 기각되면 고정효과 모델이 더 적합한 것으로 볼 수 있다(이희연, 노승철, 2013). 다음 단계로 고정효과모델과 확률효과모델의 적합성에 대해 검증하였다. 고정효과 및 확률효과에 대한 적합성은 개체 및 시간특성이 모두 포함된 이원 고정효과모델과 이원 확률효과모델에 대해 검증함으로써 살펴볼 수 있다. 그러나 본 연구에서는 개정 시점으로 이혼법의 효과를 확인하므로 시간의 더미변수가 중요하다. 즉, 시간특성이 변수로 나타내야 하는 분석모형이기 때문에 시간변수를 고정효과로 지정하였으며, 개체특성의 고정 및 확률효

과의 적합성 여부만을 검증하였다.

3. 이중차이 및 삼중차이 분석

이중차이 및 삼중차이 분석은 분석집단에 동시에 영향을 미치는 여러 사회환경적 요인을 제거하는 방식으로 통제한다는 장점을 가지고 있어 정책효과분석에 많이 활용되는 기법이다(이대웅, 권기현, 문상호, 2015; 이승호, 변금선, 신유미, 2016). 차이분석은 두 집단 또는 두 시점의 차이를 통해 영향력이나 효과를 판단하는 기법으로 이중차이 분석은 특정 처치를 받은 집단과 그렇지 않은 집단간 특정 시점을 기준으로 이전과 이후의 차이를 통해 효과를 분석하는 것이다. 일반적으로 정책이나 프로그램의 수혜여부를 중심으로 정책대상을 실험집단과 그렇지 않은 통제 또는 비교집단으로 설정하고 두 집단간 정책 도입 이전과 이후의 차이를 비교한다(석재은, 2010; 유지영, 2007)[표 3-6 참조].

[표 3-6] 이중차이(DD)분석 방법

구분	실험집단/효과집단 (treatment group)	비교집단/통제집단 (control group)	집단간 차이
이전 (period before)	T_{before}	C_{before}	$T_{before} - C_{before}$
이후 (period after)	T_{after}	C_{after}	$T_{after} - C_{after}$
집단내 차이	$T_{after} - T_{before}$	$C_{after} - C_{before}$	$DD(\beta)$

$$* DD = (T_{after} - C_{after}) - (T_{before} - C_{before}) = (T_{after} - T_{before}) - (C_{after} - C_{before})$$

실험집단의 두 시점 차이만으로는 집단의 특성에 따른 차이인지 또는 정책의 도입이나 수혜에 따른 차이인지 구분하기 어렵다는 단점이 있다. 비교집단은 정책의 변화가 없었다면 두 시점간 차이가 실험집단의 변화와 동일하게 나타났을 것으로 보이기 때문에, 실험집단의 시점간 차이에서 다시 비교집단의 시점간 차이를 차분하는 이중차이를 통해 두 시점간 관측된 차이가 정책도입에 따른 차이로 해석할 수 있다.

삼중차이 분석도 이러한 방식과 유사하지만 집단특성의 초기치를 통제한다는 점에서 차이가 있다. 삼중차이 분석은 기준특성에 따라 실험집단과 비교집단을 구분하여 이중차이 분석을 시도할 경우, 기준특성의 다른 효과가 섞여있어 정책의 효과를 추정하기 어려울 때 추가적으로 차분하는 방식을 활용하는 추정하는 방법이다(이대웅 외, 2015; 이승호 외, 2016). 예를 들면, 미성년 자녀를 가구의 소득수준으로 중위소득과 고소득을 나누어서 두 집단의 정책개입 전후의 효과를 추정하고자 할 때, 두 집단 모두 미성년 자녀를 둔 가족이 된다. 따라서 두 집단의 차이가 소득수준에 의한 차이인지 정책에 의한 차이인지를 구분하기 어렵다. 그러므로 미성년 자녀가 없는 가구의 중위소득과 고소득의 차이를 다시 차분하는 방식으로 실험집단과 비교집단의 초기 특성 차이를 통제한다. 삼중차이를 통한 미성년 자녀를 둔 가족의 소득계층에 따른 비교는 이중차이 분석에서 통제하지 못한 내생적 변인의 영향력을 최소화하여 다른 차원의 실험 및 비교집단의 차이를 통해 정책도입이 종속변수에 미치는 체계적 차이(systematic differences)를 식별할 수 있을 것으로 기대한다(이정화, 문상호, 2014).

미성년 자녀로 나뉜 두 집단은 자녀의 변수로 인해 부부가 서로 다른 연령층과 결혼지속년수로 구분될 가능성이 존재한다. 집단의 이질적 특성이 이혼율에 미치는 영향력을 통제하기 위해 부부의 결혼연령과 결혼지속기간을 통제변수로 모형에 투입하였으며, 결혼지속기간은 이혼신고

자료의 실제동거기간을 활용하였다. 우리나라 개정 이혼법의 맥락과 분석방법의 특성을 고려했을 때 이중 및 삼중차이 분석은 이혼법 개정의 효과를 검증하는데 적합한 방법이다.

제 4 장 연구결과

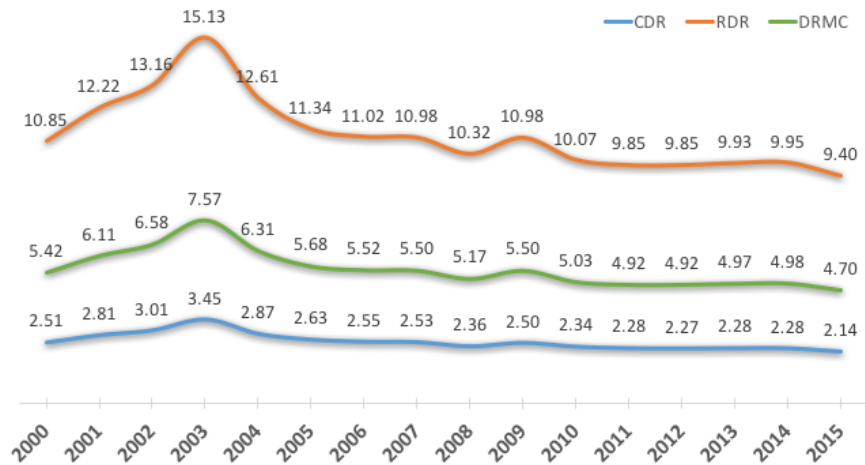
제 1 절 이혼율 변동 추이

1. 전체 이혼율의 변동

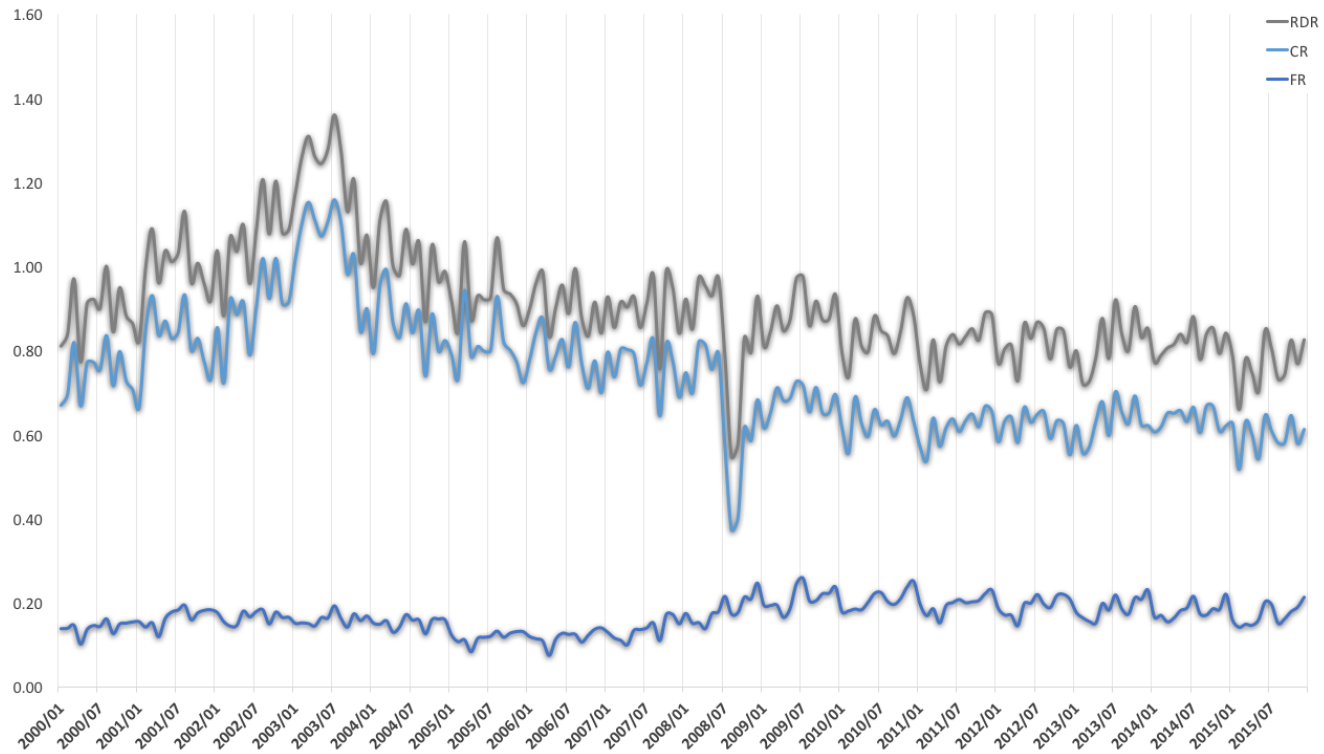
우리나라 연도별 이혼율은 2003년까지 지속적으로 증가한 이후 감소 추이를 보였다. [그림 4-1]에서 조이혼율(CDR), 조정이혼율(RDR), 유배우이혼율(DRMC)은 모두 동일한 패턴을 보이고 있지만, 혼인집단과 관련된 인구구조가 기준분모인 지표일수록 이혼율 변동 정도가 보다 뚜렷하게 나타났다. 본 연구에서 주된 지표로 활용한 조정이혼율(이하 총이혼율)의 경우 2000년 10.85(15세 이상 기혼여성 1,000명당 10.8명)에서 2003년 15.13으로 높아졌다. 이후 2004년부터 감소하다가 2009년 소폭 증가하였고, 이후 다시 감소추이를 보였으나 감소폭이 크지는 않았다. 이후 2011년부터 평균 9.0의 수준을 유지하고 있다. 이처럼 연도별 총이혼율은 전반적으로 ‘증가 후 감소’라는 양상을 보였으나 월별 이혼율의 변동추이는 이와는 조금 다른 양상을 보였다.

[그림 4-2]는 총이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율의 변동 추이를 나타낸다. 총이혼율과 협의이혼율은 유사한 변동 양상을 보이고 있는 반면, 재판이혼율은 매우 다른 양상을 보이고 있다. 총이혼율과 협의이혼율은 전체적으로 ‘증가 후 감소’의 양상 속에서 2008년 하반기 이혼법 개정 시점부터 일시적으로 급격히 감소한 양상을 보이고 있다. Lee(2013)

의 연구에서도 나타난 이혼숙려제도의 영향으로 보여진다. 반면, 재판이혼율은 협의이혼율과 비교했을 때 낮은 수준의 이혼율을 보이면서 큰 변동이 없었다. 2007년 이후 증가하는 추이를 보였으나 2010년 이후로는 증감없이 유지되고 있는 양상이다. 협의이혼율이 총이혼율의 변동과 유사한 이유는 전체 이혼의 약 80%가 협의이혼으로 진행되고 있기 때문이다(통계청, 2015). 그러나 협의이혼율이 이혼에서 차지하는 비율은 감소하고 있는 반면 재판이혼율은 증가하고 있다. 재판이혼율은 조금씩 증가하고 있으며 2016년 현재 전체 이혼의 22%를 차지하고 있다(통계청, 2016).



[그림 4-1] 조이혼율, 조정이혼율, 유배우이혼율 변동 추이



[그림 4-2] 총이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율 변동 추이

2. 시도별 이혼율의 변동

16개 시도별 연평균 총이혼율은 2000년, 2004년, 2009년, 2014년의 시점을 중심으로 살펴보았다. 이혼숙려제도 및 양육비부담조서 의무화 제도가 모두 본격적으로 시행된 2009년을 기준으로 전후 5년의 시점인 2004년과 2014년, 그리고 개정 9년 전 시점인 2000년의 이혼율을 대표적으로 선정하여 분석하였다. [표 4-1]을 살펴보면, 각 연도별로 2009년을 제외하고 16개 시도 중 제주특별자치도(이하 제주도)의 이혼율이 가장 높았고, 그 다음으로 인천광역시의 이혼율이 높았다. 2000년 제주도는 15.10%, 인천광역시는 13.32%였으나, 2014년에는 각각 11.81%, 11.34%로 감소하였다. 가장 이혼율이 낮은 지역은 경상북도와 대구광역시였다. 2000년 대구광역시는 9.15%, 경상북도는 8.22%였으나, 2014년에 각각 8.20%, 8.69%로 감소하였다. 반면, 부산광역시는 2000년, 2004년 이혼율이 상위 3순위이었으나, 2014년에는 전국 평균보다 낮은 수준을 보였다.

2000년에는 전국 평균보다 이혼율이 높은 지역이 도 지역보다는 광역시 지역에 더 많았지만, 최근으로 올수록 전국 평균보다 이혼율이 높은 지역이 도 지역에 더 많이 분포되어 있다. 2004년과 2014년의 두 지점을 비교하면, 광역시는 평균 감소폭(-2.49%) 보다 감소 정도가 컸으며, 도는 경기도와 제주도를 제외하고 모두 평균 감소폭 보다 작았다. 이러한 양상은 지역의 특성에 따라 이혼율의 변동이 다를 수 있음을 보여주는 것으로써 Friedberg(1998)의 주장처럼 지역특성과 관련된 요인들을 통제한 후 이혼율 변동을 살펴볼 필요가 있음을 시사한다.

[표 4-1] 시도별 총이혼율 기술통계: 2000년, 2004년, 2009년, 2014년

(단위: %)

시도	2000	2004	2009	2014
전국	10.85	12.36	10.74	9.87
서울특별시	11.03	11.79	10.54	8.74
부산광역시	11.73	13.47	10.39	9.08
대구광역시	9.15	11.30	9.07	8.20
인천광역시	13.32	15.99	12.70	11.34
광주광역시	9.90	11.07	9.08	9.07
대전광역시	11.50	11.84	9.88	9.16
울산광역시	10.73	11.97	9.82	9.89
경기도	11.44	12.96	11.13	10.15
강원도	10.84	12.02	10.38	10.21
충청북도	9.51	10.91	10.31	10.09
충청남도	9.35	11.17	10.71	10.22
전라북도	9.28	11.62	9.88	9.69
전라남도	9.16	10.66	9.72	9.82
경상북도	8.22	9.82	8.57	8.69
경상남도	10.07	11.59	9.77	9.82
제주특별자치도	15.10	14.76	11.99	11.81

3. 집단별 이혼율의 변동

미성년 자녀 유무 및 소득계층에 따른 이혼율의 변동을 살펴보기 앞서, 이혼 모집단의 이혼건수를 통해 두 집단의 규모 변화부터 살펴보겠다. [표 4-2]는 미성년 자녀 유무 및 소득계층에 따른 이혼건수이다. 2000년의 이혼건수는 미성년 자녀를 둔 가족이 미성년 자녀가 없는 가족 보다 2배이상 많았으나 2014년부터 그 크기가 역전되어 미성년 자

녀가 없는 가족이 절반 이상을 차지했다. 또한 소득계층에 따른 이혼건수는 중위소득계층이 상위소득계층보다 2000년에 더 높았으나 2006년부터 상위소득계층이 더 많이 이혼을 하였고, 2015년에는 상위소득계층의 이혼건수가 중위소득계층 보다 2배이상 많았다.

[표 4-2] 2000년-2015년 미성년 자녀 유무 및 소득계층에 따른 이혼건수
(단위: 천명)

구분	'00	'01	'02	'03	'04	'05	'06	'07	'08	'09	'10	'11	'12	'13	'14	'15
미성년 자녀																
없음	33.4	37.5	41.7	49.2	46.4	45.4	48.2	50.8	52.9	55.1	53.7	53.9	53.7	56.1	58.1	55.6
있음	84.3	94.8	101.2	114.1	91.1	81.2	75.7	72.8	62.9	68.5	62.9	60.1	60.3	59.0	57.2	52.8
전체	117.7	132.3	142.9	163.3	137.5	126.6	123.9	123.6	115.8	123.6	116.6	113.9	114.0	115.1	115.3	108.4
소득계층																
하위	1.9	3.7	2.1	2.8	1.9	1.5	1.4	1.3	1.7	1.3	1.7	2.2	4.1	3.9	3.7	4.9
중위	50.2	57.9	62.5	70.6	57.8	49.0	43.6	40.2	35.2	33.5	34.1	37.5	32.6	32.2	31.4	26.8
상위	33.7	39.3	46.9	52.9	47.1	46.9	48.4	51.0	54.0	62.6	57.4	52.9	57.7	62.2	62.2	60.5
전체	85.8	100.9	111.9	126.3	106.8	97.4	93.4	92.5	90.9	97.4	93.2	92.6	94.4	98.3	97.3	92.2

* 소득계층에 따른 집단은 고용형태별근로실태조사와 매칭 가능한 개인정보가 있는 대상만 포함함

[표 4-3]은 미성년 자녀 유무와 소득계층에 따른 협의이혼건수 및 재판이혼건수이다. 2000년에는 미성년 자녀를 둔 가족의 협의이혼이 미성년 자녀가 없는 경우보다 3배 정도 많았으나 2015년에는 미성년 자녀가 없는 가족이 더 많은 것으로 나타났다. 그리고 2000년에는 중위소득계층의 협의이혼이 가장 많았으나 2005년을 기점으로 상위소득계층의 협의이혼이 가장 많아졌다. 재판이혼건수도 협의이혼건수와 마찬가지로 미성년 자녀를 둔 가족 및 중위소득계층에서 감소 양상이 뚜렷하게 나타나고 있다.

[표 4-3] 2000년-2015년 미성년 자녀 유무 및 소득계층에 따른
협의이혼건수 및 재판이혼건수

(단위: 천명)

구분	'00	'01	'02	'03	'04	'05	'06	'07	'08	'09	'10	'11	'12	'13	'14	'15
[협의이혼]																
미성년 자녀																
없음	27.1	30.0	33.6	41.0	37.9	38.4	40.8	41.1	39.4	39.7	38.7	39.1	39.2	41.6	43.8	42.3
있음	71.3	79.6	86.5	99.8	78.4	71.4	66.7	63.7	51.0	54.5	49.0	47.1	47.5	46.9	45.8	41.8
전체	98.4	109.6	120.1	140.8	116.3	109.8	107.4	104.8	90.3	94.2	87.7	86.2	87.7	88.5	89.6	84.1
소득계층																
하위	1.3	2.6	1.6	2.1	1.5	1.3	1.1	1.0	1.0	0.9	1.1	1.5	2.7	2.7	2.5	3.4
중위	42.0	48.0	52.5	60.9	48.7	42.2	37.3	33.6	26.9	24.8	24.8	27.5	24.0	23.8	23.5	20.1
상위	28.3	33.0	40.0	46.3	40.9	41.7	43.0	45.0	44.0	50.0	45.3	42.3	46.0	49.8	50.6	49.0
전체	71.6	83.6	94.1	109.3	91.1	85.2	81.4	79.6	72.1	75.7	71.2	71.3	72.7	76.3	76.6	72.5
[재판이혼]																
미성년 자녀																
없음	6.2	7.3	7.9	8.0	8.3	6.8	7.3	9.7	13.5	15.4	14.9	14.7	14.5	14.5	14.3	13.3
있음	12.7	14.9	14.4	13.8	12.5	9.5	9.0	9.1	12.0	14.0	14.0	13.0	12.8	12.1	11.3	11.0
전체	28.9	22.2	22.3	21.7	20.8	16.3	16.3	18.8	15.5	29.4	28.9	27.7	27.3	26.6	25.7	24.2
소득계층																
하위	0.6	1.0	0.5	0.7	0.5	0.3	0.3	0.3	0.5	0.4	0.6	0.7	1.4	1.3	1.2	1.5
중위	8.1	9.7	9.8	9.4	8.9	6.7	6.6	6.6	8.3	8.7	9.3	10.0	8.6	8.4	7.9	6.7
상위	5.3	6.2	6.8	6.5	6.5	5.1	6.0	6.0	10.0	12.6	12.1	10.5	11.6	12.3	11.6	11.4
전체	14.0	16.9	17.2	16.6	16.6	12.1	12.9	12.9	18.8	21.7	22.0	21.2	21.7	22.0	20.8	19.7

* 소득계층에 따른 집단은 고용형태별근로실태조사와 매칭 가능한 개인정보가 있는 대상만 포함함

[표 4-2]와 [표 4-3]에서 나타난 미성년 자녀 유무 및 소득계층의 이혼 모집단의 규모 변화가 우리나라 인구구조의 변화와 소득계층의 측정방식에 의해 나타나는 현상일 가능성에 대해 문제를 제기할 수 있다.

우리나라는 출산율이 1980년대 초 인구대체수준 이하로 떨어진 이후 30년 동안 지속적으로 감소하고 있다(통계청, 2016). 출산율 저하 및 초혼연령의 상승으로 인해 미성년 자녀를 둔 가족이 줄어들고, 이것이 미성년 자녀를 둔 가족의 이혼건수 감소에도 영향을 주었을 가능성이 있다. 그리고 본 연구에서 적용한 소득측정방식이 사회경제적 상황에 따라 민감하게 반응하는 소득수준의 특성을 반영하지 못했을 가능성도 있다. 인구구조의 변화와 소득계층 측정방식의 한계는 이혼율의 장기적 변동을 분석하는데 영향을 미칠 수 있지만 비교시점이 연이은 기간이나 또는 중단기적인 변화를 살펴보는 부분에는 큰 영향을 미치지 않을 것으로 예상된다. 이에 따라 본 연구에서 설정한 주요 시점별 분석은 이혼법 개정과 이혼율 변동 관계를 살펴봄에 있어 큰 무리가 없을 것이다.

미성년 자녀를 둔 가족의 협의이혼율은 증가 이후 감소 양상과 특정 시점의 일시적 감소를 보이고 있다[부록 2-1 참고]. 그러나 미성년 자녀가 없는 가족의 이혼율은 꾸준히 증가하고 있는 양상을 보이고 있다. 두 집단은 2000년대 초 큰 차이를 보이고 있었으나 점차 격차가 줄어들어 현재는 유사한 수준을 보이고 있다. 미성년 자녀를 둔 가족은 미성년 자녀가 없는 가족에 비해 높은 수준의 재판이혼율을 보이고 있으나 2007년을 기점으로 미성년 자녀의 유무에 관계없이 두 가족의 재판 이혼율 변동은 매우 유사한 양상으로 나타났다[부록 2-2 참고].

미성년 자녀 유무와 소득계층에 따라 협의이혼율은 각기 다른 복잡한 양상을 보이고 있다[부록 3-1 참고]. 미성년 자녀 유무와 관계없이 하위소득계층의 협의이혼율 변동은 미미한 수준이다. 이는 이혼신고자료에서 소득계층을 추정하는 방식의 한계로 하위소득계층에 해당하는 집단의 규모가 작기 때문인 것으로 판단된다. 미성년 자녀를 둔 집단에서 상위소득계층의 이혼율은 증가하는 추세에 있다가 이혼법 개정 시점에

서 큰 폭으로 하락하였으며, 이후 다시 상승하여 특별한 증가나 감소 없이 기존 상태가 유지되고 있다. 반면, 중위소득계층은 초반 증가 이후 감소추세가 계속해서 이어지는 것으로 나타나고 있다. 소득계층에 따라 나타나는 서로 다른 변동 양상은 미성년 자녀가 없는 경우에도 나타나지만 그 양상은 이와 유사하지 않다. 미성년 자녀가 없는 가족의 상위 소득계층은 이혼법 개정에 관계없이 이혼율이 지속적으로 상승하고 있으나, 중위소득계층은 유사한 비율을 유지하다 최근 감소하는 경향을 보이고 있다. 이러한 양상은 소득계층에 따라 이혼법 개정의 영향력이 다를 수 있음을 보여준다. 이혼법 개정 이후 중위소득계층의 이혼율은 지속적인 감소 추이를 보이고 있으나 다른 영향요인을 통제한 상황에서도 동일한 양상이 나타나는지 확인할 필요가 있다. 특히, 개정 이혼법의 양육비 규정의 영향권에 있으나 변동이 크지 않은 상위소득계층과 비교해서 중위소득계층의 이혼율이 변화하는 양상을 살펴볼 필요가 있다.

미성년 자녀를 둔 가족의 상위소득계층 재판이혼율은 지속적으로 증가하는 반면, 중위소득계층은 소폭 증가 후 감소 또는 현상유지의 추이를 이어가는 것으로 나타났다[부록 3-2 참고]. 하위소득계층을 제외하고, 전반적으로 ‘감소 후 다시 증가 또는 유지’의 양상을 보이고 있다. 이 중 미성년 자녀를 둔 가족은 그러한 변동추이가 더 명확하게 나타났다지만, 미성년 자녀가 없는 중위소득계층은 변화 양상의 폭이 크지 않았다. 2007년 하반기를 기준으로 이전에는 미성년 자녀를 둔 중위소득계층의 재판이혼율이 가장 높고 다음으로 미성년 자녀를 둔 상위소득계층, 미성년 자녀가 없는 중위소득계층, 미성년 자녀가 없는 상위소득계층의 순서였으나, 이 시기 이후에는 미성년 자녀를 둔 상위소득계층의 재판이혼율이 가장 높았고 미성년 자녀가 없는 중위 및 상위소득계층이 그 뒤를 이었으며, 미성년 자녀를 둔 중위소득계층의 재판이혼율이 가장 낮았다. 분석기간 동안 미성년 자녀를 둔 중위소득계층의 재판

이혼율 변화가 가장 크게 나타나는데, 이러한 변화가 이혼법 개정에 의한 변화인지를 확인해 볼 필요가 있다.

제 2 절 개정 이혼법과 이혼율의 관계

1. 개정 이혼법과 시도별 이혼율의 관계

16개 시도의 이혼율을 분석하기 위해 본 연구에서 사용된 변수들의 통계량을 살펴보았다. 모든 변수들은 연도별 수치들이므로 2000년부터 2015년까지 16년 동안 16개 시도의 자료 총 256개이다. 통제할 영향 요인은 인구학적 요인과 사회경제적 요인이고 이혼법의 개정 시기에 따른 이혼율 변동의 효과를 살펴보기 위한 분석에 활용될 것이다.

[표 4-4] 2000년-2015년간 사회경제 및 인구학적 요인에 대한 기술통계

(N=256, 단위: 명, 세, %, %)

변수	2000	2005	2010	2015	평균(표준편차)	최소	최대
조정이혼율	10.65	10.91	9.73	9.20	10.68(1.957)	7.7	19.3
사회경제적 요인							
여성경제활동참가율	49.21	50.34	49.85	51.63	50.24(4.098)	40.8	63.6
여성실업률	3.44	2.94	2.97	3.12	2.83(.950)	.9	5.8
남성경제활동참가율	73.61	73.84	72.33	73.52	73.41(2.807)	67.4	79.5
남성실업률	4.77	3.61	3.40	3.29	3.46(1.112)	1.5	8.1
인구학적 요인							
조혼인율	6.70	5.96	6.20	5.69	6.11(.592)	5.0	7.8
재혼율(여성)	.15	.18	.17	.18	.17(.026)	.1	.2
초혼연령(여성)	26.18	27.56	28.92	29.83	28.15(1.249)	25.4	30.8
미성년인구비율	127.46	112.30	101.51	90.48	107.62(13.807)	77.0	142.5
성비	101.29	101.13	100.8	100.64	101.03(2.599)	95.9	108.7

[표 4-4]는 분석에 활용한 영향요인들의 평균 통계값이다. 2000년부터 연도별 시도 데이터를 활용하고 있지만 제시한 기술통계는 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 4개 연도와 전체의 평균 수치만 제시하였다. 인구학적 요인에서 조정이혼율의 평균은 10.68건이었으며 조혼인율의 평균은 6.11건이었다. 전체 혼인건수 중 여성의 재혼이 차지하는 비율은 평균적으로 17%였다. 여성의 초혼연령은 평균 28세였고 미성년인구비율은 15세이상 여성유배우인구 백명당 107.62명이었다. 성비는 여성 백명당 남성이 평균 101.03명으로 100에서 크게 벗어나지 않았다. 다음으로 사회경제적 요인에서 여성경제활동참가율은 평균 50.24%였고, 경제활동인구 중 여성실업자의 비율은 2.83%이었다. 남성의 경우 경제활동참가율은 73.41%이었고 실업률은 3.46%였다.

[표 4-5]의 2009년 시도별 인구학적 요인에 대한 통계를 살펴보면, 총이혼율은 인천광역시가 12.70건으로 가장 높았고, 경상북도가 8.57건으로 가장 낮았다. 조혼인율은 인구 천명당 서울특별시 6.7건으로 가장 높았고, 대구광역시와 전라북도가 5.2건으로 가장 낮았다. 전체 혼인건수 중에서 여성재혼이 차지하는 비율은 강원도와 전라남도가 47%로 가장 높았고, 서울특별시가 28%로 가장 낮았다. 여성의 초혼연령도 서울특별시가 29.6세로 가장 높았고, 충청남도와 전라남도가 28.1세로 가장 낮았다. 미성년인구비율은 제주도가 15세이상 여성유배우인구 백명당 120.4명으로 가장 높았으며, 부산광역시와 경상북도가 91.0명으로 가장 낮았다. 성비는 대구광역시가 109.9명으로 가장 높았고, 서울특별시가 105.3명으로 가장 낮았다.

[표 4-5] 인구학적 요인에 대한 시도별 기술통계: 2009년

(단위: 명, 세, %, %)

시도	조정이혼율	조혼인율	재혼율	초혼연령	미성년인구비율	성비
전국	10.74	6.2	.38	28.7	102.4	106.4
서울특별시	10.54	6.7	.28	29.6	96.1	105.3
부산광역시	10.39	5.3	.36	29.2	91.0	106.5
대구광역시	9.07	5.2	.29	29.0	102.2	109.9
인천광역시	12.70	6.1	.45	28.7	108.3	107.3
광주광역시	9.08	6.4	.32	28.7	116.0	105.9
대전광역시	9.88	6.0	.34	28.8	110.6	107.1
울산광역시	9.82	6.5	.38	28.6	112.8	108.4
경기도	11.13	6.4	.39	28.9	110.3	105.5
강원도	11.38	5.3	.47	28.6	95.4	106.4
충청북도	10.31	5.7	.42	28.2	101.5	107.3
충청남도	10.71	6.2	.43	28.1	98.2	105.4
전라북도	9.88	5.2	.42	28.3	101.7	106.2
전라남도	9.72	5.3	.47	28.1	98.2	104.8
경상북도	8.57	5.4	.38	28.4	91.0	109.8
경상남도	9.77	6.0	.39	28.6	104.1	107.6
제주특별자치도	11.99	5.8	.42	29.2	120.6	108.3

[표4-6]을 살펴보면, 2009년 시도별 사회경제적 요인에서 여성 경제 활동참가율은 제주도가 60.3%로 가장 높았고, 울산광역시가 45.2%로 가장 낮았다. 남성 경제활동참가율은 제주도가 75.7%로 가장 높았고, 부산광역시가 68.2%로 가장 낮았다. 여성 실업률은 울산광역시 4.4%로 가장 높았고, 제주도와 전라남도가 1.3%로 가장 낮았다. 남성 실업률은 서울특별시가 5.2%로 가장 높았고, 전라남도과 제주도가 1.8%로 가장 낮았다.

[표 4-6] 사회경제적 요인에 대한 시도별 기술통계: 2009년

(단위: %)

시도	여성경제활동참가율	남성경제활동참가율	여성실업률	남성실업률
전국	49.2	73.1	3.0	4.1
서울특별시	49.8	72.5	3.5	5.2
부산광역시	45.7	68.2	3.5	4.8
대구광역시	47.6	71.0	3.8	4.7
인천광역시	49.4	74.5	3.9	5.0
광주광역시	47.9	70.1	3.3	4.1
대전광역시	47.4	71.9	2.6	4.3
울산광역시	45.2	75.4	4.4	4.1
경기도	47.8	75.1	3.3	4.2
강원도	48.8	69.8	1.7	2.3
충청북도	50.3	71.3	1.6	2.4
충청남도	50.5	74.6	2.3	3.5
전라북도	49.3	70.1	1.5	2.2
전라남도	54.9	75.5	1.3	1.8
경상북도	52.8	75.5	2.3	3.0
경상남도	50.2	73.2	2.8	3.3
제주특별자치도	60.3	75.7	1.3	1.8

시도별 사회경제 및 인구학적 요인에 대한 기술분석만으로는 이혼율과 영향요인들의 관계를 파악하기 힘들기 때문에 실증적인 통계분석이 필요하다. 정확한 분석을 위해 모델 검증을 거쳐 패널분석에 적합한 모델을 선정하였다. 연구목적과 분석자료의 특성을 고려하여 합동모델과 고정효과모델을 검증하는 Chow Test와 이원패널모델 중 시간특성을 더미변수로 고정하고 개체 특성을 고정모델로 볼 것인지 확률모델로 볼 것인지 검증하는 절차를 거쳐서 분석모델을 결정하였다.

Chow Test의 검정결과, 지역만 포함된 경우, 시간만 포함된 경우, 지역 및 시간이 포함된 경우 모두 유의하였다. 그리고 시간 또는 지역 더미변수가 하나도 포함되지 않은 합동모델 보다 두 가지 더미변수를 포함한 고정효과 모델이 더 유의한 것으로 판정되었다. 다음 단계로 시간 더미변수가 포함된 모델을 검증한 결과 지역의 확률효과는 유의하지 않은 것으로 나타났다.

이러한 결과를 뒷받침 하듯 대부분의 선행연구들에서도 고정효과모델을 활용하고 있다(Gonzalez & Viitanen, 2009; Kneip et al., 2009; Wolfers, 2006; 성낙일, 조동혁, 2015). 고정효과모델의 연구방법이 적절한 이유는 확률효과의 기본가정인 ‘어떤 모집단에서 무작위로 추출된 표본이어야 한다’를 충족하기 어렵다는 점(성낙일, 조동혁, 2015)이 있다. 그리고 고정효과 모델 경우, 시간과 개체수가 많아지면 더미변수도 늘어나서 자유도가 크게 줄어서 개체수가 상당히 많으면 유용하지 못한 반면, 개체수가 적은 패널에서는 유용하다는 의견과도 일치한다(이희연, 노승철, 2013). 2000년부터 2015년까지 16개 시도로는 많은 사례수를 확보하기 어렵기 때문에 고정효과 모델이 더 유용할 것으로 판단된다. 이에 이원 고정효과 패널분석을 통해 이혼법 개정이 이혼율 변동에 미친 영향력을 검증하였다.

[표 4-7]은 고정효과모형의 분석결과를 제시하고 있다. 각 모형은 통제변수를 분석에 포함시켰는지 여부에 따라 다르다. 모형 1은 통제변수가 없는 모형이며, 모형 2와 모형 3은 사회경제적 요인, 모형 4와 모형 5는 인구학적 요인만, 모형 6과 모형 7은 사회경제 및 인구학적 요인을 모두 통제한 모형이다. 또한 분석모형에서 통제변수의 당해연도 뿐만 아니라 이전연도와 전전연도의 통계치를 통제하여 각 영향요인들의 과거 추세까지 통제에 포함시켰다. 통제요인에 따라 각 모형의 추정값과 통계적 유의성이 상이하였다. 그리고 기준연도는 2009년으로 정

하였는데 이혼숙려제도가 시행되고 연이어 양육비부담조서 의무화 제도의 시행이 일어난 두 이혼법이 모두 시행된 첫 해라는 시기적 특성이 있기 때문이다²⁶. 이 시기 이후 개정 이혼법의 효과는 이전과는 상당히 다를 것으로 추정된다.

모형 2는 당해연도의 여성 및 남성 경제활동참가율이 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났고 모형 3은 전전연도의 여성경제활동참가율, 당해연도의 남성경제활동참가율이 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 경제활동참가율이 이혼에 미치는 방향성은 서로 달랐다. 모형 4는 당해연도 조이혼율, 여성 재혼율, 여성 초혼연령, 미성년인구비율, 성비를 통제하였고 모두 유의미한 영향요인으로 나타났다. 이어 모형 5는 각 영향요인의 과거추세를 통제한 상태에서 총이혼율은 이전연도의 조이혼율, 당해연도 여성재혼율, 전전연도의 여성 초혼연령, 당해연도의 미성년인구비율이 유의미한 영향요인으로 나타났다. 모형 6과 7은 사회경제 및 인구학적 요인을 모두 통제한 모형이다. 앞서 각각 통제한 모형과 크게 다르지 않은 양상을 보이고 있다. 영향요인의 과거추세 통제가 서로 다른 시점의 이혼율에 유의미한 영향을 미친 것으로 나타난 결과는 이혼율에 영향을 미치는 요인들의 효과도 발생시차가 있다는 것을 보여준다.

각 모형별 이혼법 개정 시점 전후의 이혼율 변동 양상을 살펴보면, 모형 1은 2009년을 기준(이하 기준연도)으로 그 이전에는 증가하는 추이가 이후 감소하는 양상으로 변화였다. 2008년을 제외하고 이혼법 개정 이전은 이혼율이 증가하고 이후 감소하는 양상은 계수의 크기만 상이할 뿐 모든 모형에서 유사한 양상을 보이고 있다. 그러나 모형 2, 3, 5, 7은 2010년의 유의미한 감소가 사라졌다. 모형 2와 3은 사회경제적

²⁶ 이혼숙려제도가 시작된 2008년도가 최초의 해이지만 2008년의 절반은 이혼법 개정의 효과에서 벗어나 있기 때문이므로 적절하지 않다고 보았다.

요인들만 통제하였고, 모형 5와 7은 당해연도부터 전전연도의 시점까지의 인구학적 요인을 모두 통제하였다. 이혼법 개정 시점과 2010년의 이혼율의 차이는 사회경제적 요인을 통제하거나 인구학적 요인의 과거 추세의 영향으로 설명되는 차이이다.

모든 영향요인들과 이전 추세까지 모두 통제된 최종 모형인 모형 7을 중심으로 이혼법 개정의 순효과를 예측해보면, 이혼법 개정 이후 즉각적인 효과는 나타나지 않았고, 1년 이후 2011년의 시점부터 유의미하게 감소하여 약간의 시차를 두고 나타났다. 그리고 감소의 추세가 이후 연속적으로 나타나므로 지속적인 영향을 미치는 것으로 보인다.

[표 4-7] 고정효과모형으로 분석한 이혼법 개정과 이혼율의 변동 관계

(단위: 명, %, %)

변수	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7
사회경제적 요인							
여성경제활동율(t)	-.14***	-.05				-.04	.03
여성경제활동율(t-1)			-.07				-.02
여성경제활동율(t-2)			-.10*				.01
여성실업률(t)	.07	.01				-.10	-.05
여성실업률(t-1)			.03				-.07
여성실업률(t-2)			.04				-.06
남성경제활동율(t)	.20***	.12*				.07	.05
남성경제활동율(t-1)			.08				.00
남성경제활동율(t-2)			.10				-.01
남성실업률(t)	.14	.15				.06	.07
남성실업률(t-1)			-.02				-.11
남성실업률(t-2)			.04				.10
인구학적 요인							
조혼인율(t)				.99***	.27	.96***	.31
조혼인율(t-1)					1.01***		.95**
조혼인율(t-2)					-.03		.04
재혼율:여성(t)				35.17***	10.47***	34.03***	10.72***
재혼율:여성(t-1)					-2.08		-3.11
재혼율:여성(t-2)					4.10		3.96
초혼연령:여성(t)				1.09*	.56	1.08*	.42
초혼연령:여성(t-1)					.60		.79
초혼연령:여성(t-2)					1.42**		1.45*
미성년인구비율(t)				-.02***	.14*	-.02***	.16**
미성년인구비율(t-1)					.01		.02
미성년인구비율(t-2)					-.02		-.02
성비(t)				.13**	-.002	.11*	-.01
성비(t-1)					.02		.01
성비(t-2)					-.002		-.01

변수	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7
연도							
2000	.40	-.07	-.80	3.97**	3.15*	3.45**	2.89
2001	1.57***	1.27***	.73	4.59***	4.34***	4.16***	3.89**
2002	2.60***	2.50***	2.19***	5.26***	5.55***	4.88***	5.24***
2003	4.49***	4.12***	4.10***	7.01***	7.22***	6.65***	6.97***
2004	1.81***	1.51***	1.41***	3.54***	3.96***	3.27***	3.80***
2005	.66**	.49*	.20	2.02**	2.34***	1.82**	2.34**
2006	.29	.28	.05	1.45**	1.81***	1.28*	1.84**
2007	.08	.10	-.03	.59	.59	.46	.53
2008	-.80***	-.76**	-.80***	-.81**	-.77**	-.87**	-.82**
2009 (ref)							
2010	-.52*	-.44	-.44	-.81***	-.59	-.72**	-.49
2011	-.79***	-.67**	-.69**	-1.35***	-1.64***	-1.25***	-1.54**
2012	-.76***	-.62**	-.61*	-1.70***	-1.92***	-1.54***	-1.83**
2013	-.62**	-.52*	-.49*	-1.59**	-1.72**	-1.45**	-1.65*
2014	-.50*	-.49*	-.44	-1.78**	-1.99*	-1.57**	-1.92*
2015	-1.05***	-.95***	-.99***	-2.54***	-2.15*	-2.27***	-1.96*
상수	10.25***	2.28	-1.48	-33.87*	-89.83***	-45.08**	-96.51***
N							
N	256	256	256	256	254	256	254
Year effects							
Year effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Controls							
Controls	NO	YES	YES	YES	YES	YES	YES
State-fixed							
State-fixed	NO	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-square							
R-square	.56***						
within		.86	.88	.91	.94	.91	.94
between		.01	.01	.64	.51	.55	.50
overall		.51	.45	.82	.67	.78	.64
F-value							
F-value	81.81***	74.31***	56.10***	113.56***	101.15***	95.43***	70.66***

* p<.05, ** p<.01, *** p<.001

2. 개정 이혼법과 집단별 이혼율의 관계

1) 미성년 자녀 유무에 따른 이혼율

이중차이 분석에서는 이혼법 개정의 효과를 측정하기 위해 미성년 자녀 유무를 중심으로 살펴보았다. 앞서 패널분석에서도 유의미한 영향력을 보인 인구학적 영향요인을 통제하기 위해 남편 및 아내의 초혼연령과 동거기간을 통제하였다. [표 4-8]은 총 656,694명을 대상으로 이혼법 개정의 주요 시점별 미성년 자녀를 둔 가족의 총이혼율을 이중차이로 분석한 결과이다.

도입 5년 전과 이혼숙려제도 도입 직전의 비교에서 미성년 자녀 유무에 따라 나뉜 두 집단의 차이가 도입 5년 전은 .679%였고, 이혼숙려제도 도입 직전은 .239%였다. 이 시기의 이중차이는 미성년 자녀를 둔 가족의 총이혼율이 미성년 자녀가 없는 가족에 비해 -.440%으로 나타났다. 즉, 미성년 자녀를 둔 가족은 미성년 자녀가 없는 가족에 비해 도입 5년 전 보다 이혼숙려제도 도입 직전에 15세 이상 여성유배우 인구 천명당 .44명이 이혼을 적게 한 것으로 나타났다. 이후 각 주요 시점별 이중차이 분석을 한 결과, 미성년 자녀를 둔 가족은 미성년 자녀가 없는 가족 보다 이혼숙려제도 도입 직후는 도입 직전에 비해 여성유배우 인구 천명당 .123명이, 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직후는 도입 직전에 비해 여성유배우 인구 천명당 .002명, 이후 양육비부담조서 의무화 제도 도입 5년 후는 도입 직후에 비해 여성유배우 인구 천명당 .125명이 이혼을 적게 한 것으로 나타났다. 이혼숙려제도 및 양육비부담조서 의무화 제도는 각 도입 직전에 비해 도입 직후 즉각적인 효과를 보였고 이혼법의 효과가 도입 5년 후까지 지속되는 양상을 보였다.

[표 4-8] 이혼법 개정 주요 시점별 가족의 미성년 자녀 유무에 따른
이혼건수와 총이혼율 분석

(단위: 건, %)

시기구분*	이혼건수**		총이혼율***		집단간 차이 (T - C)
	자녀있음 (T)	자녀없음 (C)	자녀있음 (T)	자녀없음 (C)	
1 도입 5년 전(before)	49,185	114,131	1.189	.510	.679
이혼숙려제도 직전(after)	51,488	73,640	.790	.551	.239
집단내 차이(a - b)			-.399	.041	
이중차이(DD)****	288,444				-.440
2 이혼숙려제도 직전(b)	51,488	73,640	.793	.555	.238
이혼숙려제도 직후(a)	63,174	71,475	.792	.587	.115
집단내 차이(a - b)			-.001	.032	
이중차이(DD)****	259,777				-.123
3 양육비부담조서제도 직전(b)	63,174	71,475	.705	.590	.115
양육비부담조서제도 직후(a)	53,921	64,428	.705	.592	.113
집단내 차이(a - b)			.000	.002	
이중차이(DD)****	252,998				-.002
4 양육비부담조서제도 직후(b)	53,921	64,428	.701	.588	.114
도입 5년 후(a)	58,073	57,179	.633	.644	-.011
집단내 차이(a - b)			-.068	.056	
이중차이(DD)****	233,601				-.125
5 도입 5년 전(b)	49,185	114,131	1.190	.511	.679
도입 5년 후(a)	58,073	57,179	.633	.644	-.011
집단내 차이(a - b)			-.557	.133	
이중차이(DD)****	278,568				-.690

* 각 시점은 도입 5년 전(2003), 이혼숙려제도 도입 직전(2007.06-2008.05), 이혼숙려제도 도입 직후 및 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직후(2008.06-2009.07), 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직후(2009.08-201.07), 도입 5년 후(2014)의 시기로 구성되어 있음

** 이혼한 모집단을 대상으로 한 분석이므로 유의확률값(p-value)은 사용하지 않음

*** 부부의 초혼연령과 동거기간을 통제한 상태에서 동일시점일지라도 통계값이 다를 수 있음

**** $DD = (T_{after} - C_{after}) - (T_{before} - C_{before}) = (T_{after} - T_{before}) - (C_{after} - C_{before})$

이혼숙려제도 도입 직전과 도입 직후의 총이혼율은 양육비부담조서의 의무화 제도 도입 직전과 도입 직후 보다 이혼법 개정 효과가 컸다. 숙려시간을 부여한 것은 미성년 자녀를 둔 가족이 이혼으로 성급하게 갈등을 해결하려는 문제를 방지하여 총이혼율의 감소로 나타난 것으로 예측된다. 다만, 정책시차로 인해 미성년 자녀를 둔 가족이 3개월의 행정적 지연의 영향을 고려할 수도 있으나, 이를 적용하여 분석시점을 3개월 조정하여 실시한 분석에서도 변동의 양상은 변하지 않았으며 계수값의 차이는 소수점 셋째자리 이하의 수준에서 달라지는 미미한 변화를 보였다. 그러므로 행정상의 숙려기간 자체는 총이혼율에 영향을 미치지 않는 것으로 판단된다.

양육비부담조서 의무화 제도 도입 직후는 이혼숙려제도와는 달리 이혼법 개정 효과가 적다. 양육비부담조서 의무화 제도의 영향력이 즉각적으로 나타나지만 이혼숙려제도 도입 직후 효과만큼의 크기는 아니다. 하지만 개정 이혼법의 효과가 도입 5년 후의 시점과의 비교에서 총이혼율의 감소가 크다는 결과는 개정 이혼법의 효과가 꾸준히 지속적으로 나타나고 있음을 보여준다.

[표 4-9]은 총 525,538명을 대상으로 이혼법 개정의 주요 시점별로 미성년 자녀를 둔 집단의 협의이혼율을 이중차이로 분석한 결과이다. 도입 5년 전과 이혼숙려제도 도입 직전의 비교에서 미성년 자녀 유무에 따라 나뉜 두 집단의 차이가 도입 5년 전은 .615%였고, 이혼숙려제도 도입 직전은 .25%였다. 이 시기의 이중차이는 미성년 자녀를 둔 가족의 협의이혼율이 미성년 자녀가 없는 가족에 비해 -.365% 낮은 것으로 나타났다.

[표 4-9] 이혼법 개정 주요 시점별 가족의 미성년 자녀 유무에 따른
이혼건수와 협의이혼율 분석

(단위: 건, %)

시기구분*	이혼건수**		협의이혼율***		집단간 차이 (T - C)
	자녀있음 (T)	자녀없음 (C)	자녀있음 (T)	자녀없음 (C)	
1 도입 5년 전(before)	99,753	41,038	1.042	.427	.615
이혼숙려제도 직전(after)	63,557	40,386	.683	.433	.250
집단내 차이(a - b)			-.359	.006	
이중차이(DD)****	244,634				-.365
2 이혼숙려제도 직전(b)	63,557	40,386	.685	.436	.249
이혼숙려제도 직후(a)	56,066	45,541	.566	.424	.142
집단내 차이(a - b)			-.119	-.012	
이중차이(DD)****	205,550				-.108
3 양육비부담조서제도 직전(b)	56,066	45,541	.568	.427	.141
양육비부담조서제도 직후(a)	50,532	39,073	.554	.431	.123
집단내 차이(a - b)			-.014	.004	
이중차이(DD)****	191,212				-.018
4 양육비부담조서제도 직후(b)	50,532	39,073	.551	.427	.124
도입 5년 후(a)	45,839	43,753	.508	.486	.022
집단내 차이(a - b)			-.043	.059	
이중차이(DD)****	179,197				-.102
5 도입 5년 전(b)	99,753	41,038	1.043	.428	.615
도입 5년 후(a)	45,839	43,753	.508	.486	.022
집단내 차이(a - b)			-.535	.058	
이중차이(DD)****	230,383				-.593

* 각 시점은 도입 5년 전(2003), 이혼숙려제도 도입 직전(2007.06-2008.05), 이혼숙려제도 도입 직후 및 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직후(2008.06-2009.07), 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직후(2009.08-201.07), 도입 5년 후(2014)의 시기로 구성되어 있음

** 이혼한 모집단을 대상으로 한 분석이므로 유의확률값(p-value)은 사용하지 않음

*** 부부의초혼연령과 동거기간을 통제한 상태여서 동일시점일지라도 통계값이 다를 수 있음

**** $DD = (T_{after} - C_{after}) - (T_{before} - C_{before}) = (T_{after} - T_{before}) - (C_{after} - C_{before})$

미성년 자녀가 없는 가족에 비해 미성년 자녀를 둔 가족은 이혼숙려제도 도입 직전에 비해 도입 직후에 여성유배우 인구 천명당 .108명이, 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직전에 비해 도입 직후에 여성유배우 인구 천명당 .018명, 이후 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직후에 비해 도입 5년 후는 여성유배우 인구 천명당 .102명이 협의이혼을 적게 한 것으로 나타났다. 이혼숙려제도 및 양육비부담조서 의무화 제도는 도입 직후 협의이혼율의 즉각적으로 감소시켰으며, 양육비부담조서 의무화 제도 도입 5년 후 나타나는 협의이혼율 감소는 개정 이혼법의 효과가 지속적으로 나타나고 있음을 보여준다.

[표 4-10]은 총 130,259명을 대상으로 이혼법 개정의 주요 시점별로 미성년 자녀를 둔 가족의 재판이혼율을 이중차이로 분석한 결과이다. 도입 5년 전과 이혼숙려제도 도입 직전의 비교에서 미성년 자녀 유무에 따라 나뉜 두 집단의 차이가 도입 5년 전은 .060%였고, 이혼숙려제도 도입 직전은 -.011%였다. 이 시기의 이중차이는 미성년 자녀를 둔 가족의 재판이혼율이 미성년 자녀가 없는 가족에 비해 .072% 낮은 것으로 나타났다. 미성년 자녀가 없는 가족에 비해 미성년 자녀를 둔 가족은 이혼숙려제도 도입 직전에 비해 도입 직후에 여성유배우 인구 천명당 .009명이, 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직후에 비해 도입 5년 후에 여성유배우 인구 천명당 .023명이 재판이혼을 적게 한 것으로 나타났다. 그러나 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직전에 비해 도입 직후에 여성유배우 인구 천명당 .010명이 이혼을 더 한 것으로 나타났다. 이혼숙려제도는 도입 직후 재판이혼율을 즉각적으로 감소시켰으나, 양육비부담조서 의무화 제도는 도입 직후 재판이혼율의 즉각적이고 일시적으로 증가시켰으며, 양육비부담조서 의무화 제도 도입 5년 후 이혼율은 다시 지속적으로 감소하였다.

[표 4-10] 이혼법 개정 주요 시점별 가족의 미성년 자녀 유무에 따른
이혼건수와 재판이혼율 분석

(단위: 건, %)

시기구분*	이혼건수**		재판이혼율***		집단간 차이 (T - C)
	자녀있음 (T)	자녀없음 (C)	자녀있음 (T)	자녀없음 (C)	
1 도입 5년 전(before)	13,785	7,945	.142	.082	.060
이혼숙려제도 직전(after)	10,042	11,068	.108	.119	-.011
집단내 차이(a - b)			-.034	.037	
이중차이(DD)****	42,840				-.072
2 이혼숙려제도 직전(b)	10,042	11,068	.108	.119	-.011
이혼숙려제도 직후(a)	15,406	17,623	.144	.165	-.021
집단내 차이(a - b)			.036	.046	
이중차이(DD)****	54,139				-.009
3 양육비부담조서제도 직전(b)	15,406	17,623	.145	.165	-.020
양육비부담조서제도 직후(a)	13,896	14,845	.152	.162	-.010
집단내 차이(a - b)			.007	-.003	
이중차이(DD)****	61,770				.010
4 양육비부담조서제도 직후(b)	13,896	14,845	.151	.162	-.011
도입 5년 후(a)	11,338	14,311	.126	.160	-.034
집단내 차이(a - b)			-.025	-.002	
이중차이(DD)****	54,390				-.023
5 도입 5년 전(b)	13,785	7,945	.143	.082	.061
도입 5년 후(a)	11,338	14,311	.126	.160	-.034
집단내 차이(a - b)			-.017	.078	
이중차이(DD) *****	47,379				-.095

* 각 시점은 도입 5년 전(2003), 이혼숙려제도 도입 직전(2007.06-2008.05), 이혼숙려제도 도입 직후 및 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직후(2008.06-2009.07), 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직후(2009.08-201.07), 도입 5년 후(2014)의 시기로 구성되어 있음

** 이혼한 모집단을 대상으로 한 분석이므로 유의확률값(p-value)은 사용하지 않음

*** 부부의 초혼연령과 동거기간을 통제한 상태에서 동일시점일지라도 통계값이 다를 수 있음

**** $DD = (T_{after} - C_{after}) - (T_{before} - C_{before}) = (T_{after} - T_{before}) - (C_{after} - C_{before})$

2) 소득계층에 따른 이혼율

삼중차이 분석에서는 이혼법 개정의 효과를 측정하기 위해 미성년 자녀 유무 및 가족의 소득계층을 중심으로 살펴보았다. 삼중차이 분석에서도 인구학적 영향요인을 통제하기 위해 남편 및 아내의 초혼연령과 동거기간을 통제변수로 활용하였다. [표 4-11]은 총 507,999명을 대상으로 이혼법 개정의 주요 시점별 미성년 자녀를 둔 중위소득계층 가족의 총이혼율을 삼중차이로 분석한 결과이다.

도입 5년 전과 이혼숙려제도 도입 직전의 비교에서 미성년 자녀를 둔 가족의 중위소득계층과 상위소득계층의 이중차이는 .022%이었고, 이혼숙려제도 도입 직전의 이중차이는 -.112%이었다. 즉, 소득계층의 초기 값을 통제한 상태에서 도입 5년 전은 미성년 자녀를 둔 중위소득계층 가족이 상위소득계층에 비해 여성유배우 인구 천명당 .022명이 이혼을 많이 하는 것으로 나타났고, 이혼숙려제도 도입 직전은 여성유배우 인구 천명당 .112명이 이혼을 적게 하는 것으로 나타났다. 이 시기의 삼중차이는 미성년 자녀를 둔 중위소득계층 가족의 총이혼율이 상위소득계층에 비해 .134% 감소한 것으로 나타났다. 그리고 이혼숙려제도 도입 직전에 비해 도입 직후에 여성유배우 인구 천명당 .011명이, 양육비 부담조서 의무화 제도 도입 직전에 비해 도입 직후에 여성유배우 인구 천명당 .003명이 이혼을 적게 하는 것으로 나타났다. 그러나 이후 양육비 부담조서 의무화 제도 도입 직후에 비해 도입 5년 후에는 여성유배우 인구 천명당 .018명이 이혼을 많이 하는 것으로 나타났다. 이혼숙려제도 및 양육비 부담조서 의무화 제도는 각 도입 직전에 비해 도입 직후 즉각적인 일시적인 총이혼율의 감소효과를 보였고, 이후 이혼법의 총이혼율 증가효과는 도입 5년 후까지 일정기간이 지난 후 나타났고 지속되는 양상을 보였다.

[표 4-11] 이혼법 개정 주요 시점별 가족의 소득계층에 따른 이혼건수와 총이혼율 분석

(단위: 건, %)

시기구분*	이혼건수**				총이혼율***						이증 차이
	자녀있음(T)		자녀없음(C)		자녀있음(T)		자녀없음(C)				
	중위(M)	상위(H)	중위(M)	상위(H)	중위(M)	상위(H)	(TM - TH)	중위(M)	상위(H)	(CM - CH)	
1 도입 5년 전(before)	49,769	40,030	20,800	12,904	.519	.415	.104	.215	.133	.082	.022
이혼숙려제도 직전(after)	23,482	35,965	16,388	18,596	.251	.387	-.136	.175	.199	-.024	-.112
집단내 차이(a - b)					-.268	-.028	-.240	-.040	.066	-.106	
삼중차이(DDD)****			217,934								-.134
2 이혼숙려제도 직전(b)	23,482	35,965	16,388	18,596	.252	.388	-.136	.176	.201	-.025	-.111
이혼숙려제도 직후(a)	20,036	39,638	18,589	26,097	.197	.389	-.192	.172	.242	-.070	-.122
집단내 차이(a - b)					-.055	.001	-.056	-.004	.041	-.045	
삼중차이(DDD)****			198,791								-.011
3 양육비부담조서제도 직전(b)	20,036	39,638	18,589	26,097	.199	.391	-.192	.175	.244	-.069	-.123
양육비부담조서제도 직후(a)	17,581	36,322	15,460	22,693	.193	.398	-.205	.171	.250	-.079	-.126
집단내 차이(a - b)					-.006	.007	-.013	-.004	.006	-.010	
삼중차이(DDD)****			196,416								-.003
4 양육비부담조서제도 직후(b)	17,581	36,322	15,460	22,693	.192	.397	-.205	.169	.248	-.079	-.126
도입 5년 후(a)	15,150	35,434	16,292	26,773	.168	.393	-.225	.181	.298	-.117	-.108
집단내 차이(a - b)					-.024	-.004	-.020	.012	.050	-.038	
삼중차이(DDD)****			185,705								.018
5 도입 5년 전(b)	49,769	40,030	20,800	12,904	.520	.416	-.104	.216	.134	.082	.022
도입 5년 후(a)	15,150	35,434	16,292	26,773	.168	.392	-.224	.180	.297	-.117	-.107
집단내 차이(a - b)					-.352	-.024	-.328	-.036	.163	-.199	
삼중차이(DDD)****			217,152								-.129

* 각 시점은 도입 5년 전(2003), 이혼숙려제도 도입직전(2007.06-2008.05), 이혼숙려제도 도입직후 및 양육비부담조서 의무화 제도 도입직후(2008.06-2009.07), 양육비부담조서 의무화 제도 도입직후(2009.08-2010.07), 도입 5년 후(2014)의 시기로 구성되어 있음

** 이혼한 모집단을 대상으로 한 분석이므로 유의확률값(p-value)은 사용하지 않음

*** 부부의 초혼연령과 동거기간을 통제하여서 동일시점일지라도 통계값이 다를 수 있음

**** $DDD = [(TM_{after} - TH_{after}) - (CM_{after} - CH_{after})] - [(TM_{before} - TH_{before}) - (CM_{before} - CH_{before})]$

[표 4-12]은 총 329,640명을 대상으로 이혼법 개정의 주요 시점별 미성년 자녀를 둔 중위소득계층 가족의 협의이혼율을 삼중차이로 분석한 결과이다. 협의이혼율과 총이혼율의 변동추이는 유사하므로 미성년 자녀를 둔 중위소득계층 가족의 협의이혼율도 유사한 경향을 나타내고 있다. 도입 5년 전 보다 이혼숙려제도 도입 직전은 상위소득계층에 비해 미성년 자녀를 둔 중위소득계층 가족의 협의이혼율이 .115% 낮은 것으로 나타났다. 이혼숙려제도 도입 직전에 비해 도입 직후는 협의이혼율이 .004% 감소하였지만 총이혼율에서 나타난 정도에 비해 감소의 크기가 줄어든 것으로 나타났다. 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직후에는 도입 직전에 비해 협의이혼율이 .002% 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직후와 도입 5년 후에는 .018% 증가하는 것으로 나타났다.

[표 4-13]은 총 94,834명을 대상으로 이혼법 개정의 주요 시점별 미성년 자녀를 둔 중위소득계층 가족의 재판이혼율을 삼중차이로 분석한 결과이다. 도입 5년 전과 이혼숙려제도 도입 직전의 비교에서 미성년 자녀가 있는 가족의 소득계층에 따라 나뉜 두 집단의 이중차이가 도입 5년 전은 $-.001\%$ 였고, 이혼숙려제도 도입 직전은 $-.017\%$ 였다. 즉, 소득계층의 초기값을 통제한 상태에서 도입 5년 전은 미성년 자녀를 둔 중위소득계층 가족이 상위소득계층에 비해 여성유배우 인구 천명당 .001명이, 이혼숙려제도 도입 직전은 여성유배우 인구 천명당 .017명이 재판이혼을 적게 하는 것으로 나타났다. 그리고 소득계층 초기값을 통제한 상태에서의 이중차이 분석인 삼중차이는 미성년 자녀를 둔 중위소득계층 가족의 총이혼율이 상위소득계층에 비해 .016% 낮은 것으로 나타났다.

그리고 미성년 자녀를 둔 중위소득계층 가족은 상위소득계층에 비해 이혼숙려제도 도입 직전에 비해 도입 직후는 여성유배우 인구 천명

당 .009명이 재판이혼을 적게 하였고, 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직전에 비해 도입 직후는 재판이혼율의 차이가 없었으며, 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직후에 비해 도입 5년 후에는 여성유배우 인구 천명당 .001명이 재판이혼을 적게 하는 것으로 나타났다.

이혼숙려제도는 도입 직후 재판이혼율을 즉각적으로 감소하였으나, 양육비부담조서 의무화 제도는 도입 직후 재판이혼율 변동에 일시적으로 영향을 미치지 않았으나, 일정 시간이 도입 5년 후 재판이혼율을 지속적으로 감소시켰다. 개정 이혼법은 재판이혼율을 감소시키는 효과를 보이는데, 효과가 일정기간이 지난 후 나타나 지속되는 양상을 보였다.

[표 4-12] 이혼법 개정 주요 시점별 가족의 소득계층에 따른 이혼건수와 협의이혼율 분석

(단위: 건, %)

시기구분*	이혼건수**				협의이혼율***						이중 차이
	자녀있음(T)		자녀없음(C)		자녀있음(T)			자녀없음(C)			
	증위(M)	상위(H)	증위(M)	상위(H)	증위(M)	상위(H)	(TM - TH)	증위(M)	상위(H)	(CM - CH)	
1 도입 5년 전(before)	43,574	35,287	17,361	10,967	.456	.367	.089	.180	.113	.067	.022
이혼숙려제도 직전(after)	20,127	31,763	12,486	15,439	.216	.342	-.126	.133	.166	-.033	-.093
집단내 차이(a - b)					-.240	-.025	-.215	-.047	.053	-.100	
삼중차이(DDD)****			187,004								-.115
2 이혼숙려제도 직전(b)	20,127	31,763	12,486	15,439	.217	.343	-.126	.134	.167	-.033	-.093
이혼숙려제도 직후(a)	15,544	32,039	12,813	20,093	.157	.322	-.165	.119	.187	-.068	-.097
집단내 차이(a - b)					-.060	-.021	-.039	-.015	.020	-.035	
삼중차이(DDD)****			160,304								-.004
3 양육비부담조서제도 직전(b)	15,544	32,039	12,813	20,093	.159	.324	-.165	.121	.188	-.067	-.098
양육비부담조서제도 직후(a)	13,538	29,392	10,750	17,466	.149	.323	-.174	.119	.193	-.074	-.100
집단내 차이(a - b)					-.010	-.001	-.009	-.002	.005	-.007	
삼중차이(DDD)****			151,635								-.002
4 양육비부담조서제도 직후(b)	13,538	29,392	10,750	17,466	.148	.321	-.173	.118	.191	-.073	-.100
도입 5년 후(a)	11,861	29,084	11,647	21,482	.132	.323	-.191	.130	.239	-.109	-.082
집단내 차이(a - b)					-.016	.002	-.018	.012	.048	-.036	
삼중차이(DDD)****			145,220								.018
5 도입 5년 전(b)	43,574	35,287	17,361	10,967	.457	.368	.089	.181	.114	.067	.022
도입 5년 후(a)	11,861	29,084	11,647	21,482	.132	.322	-.190	.129	.239	-.110	-.080
집단내 차이(a - b)					-.325	-.046	-.279	-.052	.125	-.177	
삼중차이(DDD)****			181,263								-.102

* 각 시점은 도입 5년 전(2003), 이혼숙려제도 도입직전(2007.06-2008.05), 이혼숙려제도 도입직후 및 양육비부담조서 의무화 제도 도입직후(2008.06-2009.07), 양육비부담조서 의무화 제도 도입직후(2009.08-2010.07), 도입 5년 후(2014)의 시기로 구성되어 있음

** 이혼한 모집단을 대상으로 한 분석이므로 유의확률값(p-value)은 사용하지 않음

*** 부부의 초혼연령과 동거기간을 통제한 상태에서 동일시점일지라도 통계값이 다를 수 있음

**** $DDD = [(TM_{after} - TH_{after}) - (CM_{after} - CH_{after})] - [(TM_{before} - TH_{before}) - (CM_{before} - CH_{before})]$

[표 4-13] 이혼법 개정 주요 시점별 가족의 소득계층에 따른 이혼건수와 재판이혼율 분석

(단위: 건, %)

시기구분*	이혼건수**				재판이혼율***						이중 차이
	자녀있음(T)		자녀없음(C)		자녀있음(T)		자녀없음(C)				
	증위(M)	상위(H)	증위(M)	상위(H)	증위(M)	상위(H)	(TM - TH)	증위(M)	상위(H)	(CM - CH)	
1 도입 5년 전(before)	6,022	4,601	3,390	1,903	.062	.047	.015	.035	.019	.016	-.001
이혼숙려제도 직전(after)	3,343	4,190	3,894	3,151	.036	.045	-.009	.042	.034	.008	-.017
집단내 차이(a - b)					-.026	-.002	-.024	.007	.015	-.008	
삼중차이(DDD)****			30,494								-.016
2 이혼숙려제도 직전(b)	3,343	4,190	3,894	3,151	.036	.046	-.010	.042	.034	.008	-.018
이혼숙려제도 직후(a)	4,492	7,598	5,774	6,000	.042	.071	-.029	.054	.056	-.002	-.027
집단내 차이(a - b)					.006	.025	-.019	.012	.022	-.010	
삼중차이(DDD)****			38,442								-.009
3 양육비부담조서제도 직전(b)	4,492	7,598	5,774	6,000	.043	.072	-.029	.054	.057	-.003	-.026
양육비부담조서제도 직후(a)	4,043	6,930	4,709	5,226	.044	.076	-.032	.052	.058	-.006	-.026
집단내 차이(a - b)					.001	.004	-.003	-.002	.001	-.003	
삼중차이(DDD)****			44,772								0
4 양육비부담조서제도 직후(b)	4,043	6,930	4,709	5,226	.044	.076	-.032	.052	.058	-.006	-.026
도입 5년 후(a)	3,287	6,350	4,642	5,289	.037	.071	-.034	.052	.059	-.007	-.027
집단내 차이(a - b)					-.007	-.005	-.002	.000	.001	-.001	
삼중차이(DDD)****			40,476								-.001
5 도입 5년 전(b)	6,022	4,601	3,390	1,903	.063	.048	.015	.035	.030	.005	-.010
도입 5년 후(a)	3,287	6,350	4,642	5,289	.037	.071	-.034	.052	.059	-.007	-.027
집단내 차이(a - b)					-.026	.023	-.049	.017	.029	-.012	
삼중차이(DDD)****			35,484								-.037

* 각 시점은 도입 5년 전(2003), 이혼숙려제도 도입직전(2007.06-2008.05), 이혼숙려제도 도입직후 및 양육비부담조서 의무화 제도 도입직후(2008.06-2009.07), 양육비부담조서 의무화 제도 도입직후(2009.08-2010.07), 도입 5년 후(2014)의 시기로 구성되어 있음

** 이혼한 모집단을 대상으로 한 분석이므로 유의확률값(p-value)은 사용하지 않음

*** 부부의 초혼연령과 동거기간을 통제한 상태에서 동일시점일지라도 통계값이 다를 수 있음

**** $DDD = [(TM_{after} - TH_{after}) - (CM_{after} - CH_{after})] - [(TM_{before} - TH_{before}) - (CM_{before} - CH_{before})]$

제 5 장 결론 및 논의

제 1 절 요약 및 결론

본 연구는 개정된 이혼법이 가족에게 어떤 영향을 미치는지 분석하여, 이혼숙려제도와 양육비부담조서 의무화 제도의 정책적인 효과성을 검증하기 위한 연구이다. 제도의 도입과 이혼율 변동의 관련성을 파악하여, 개정 이혼법이 이혼 후 가족구성원, 특히 미성년 아동의 복리를 보장하는 토대를 마련하는데 기여했는지 살펴보는 것이 궁극적인 목적이다.

이러한 연구를 위해 2000년부터 2015년까지 이혼법 개정과 이혼율 변동의 관계에 대해 분석하였다. 이혼숙려제도와 양육비부담조서 의무화 제도의 개정시기를 독립변수로 하고 추세분석, 시도별 고정효과 패널분석, 집단특성별 이중차이 및 삼중차이 분석을 통해 개정 이혼법의 효과를 검증하였다. 지역 이혼율 분석은 인구동향조사, 인구총조사, 주민등록인구현황, 경제활동인구조사의 자료를 활용하였고, 가족 이혼율 분석은 이혼신고자료를 중심으로 인구총조사, 사업체노동실태현황의 자료를 활용하였다. 분석에 활용된 자료는 16개 시도 총 256개와 이혼 모집단 1,990,717건이다.

연구결과를 요약해보면, 2000년부터 2015년까지 우리나라 연도별 총 이혼율은 2003년까지 증가한 후 지속적으로 감소하는 추세 속에서 2008년 6월 이혼숙려제도 도입 직후 시점부터 일시적으로 급격히 감소한 후 다시 회복하는 양상을 보였다. 이는 Lee(2013)가 지적한 이혼숙

려제도의 숙려기간이 부여된 3개월의 행정절차에 대한 효과로 판단된다. 전반적으로 협의이혼율의 감소 추세는 두드러지게 나타났고, 재판이혼율은 2007년 이후 미미하게 증가하다가 2010년 이후 증감없이 유지되는 상황이다. 2000년, 2004년, 2009년, 2014년의 시도별 이혼율은 2009년을 제외하고 제주도의 이혼율이 가장 높았고, 대구광역시와 경상북도가 가장 낮은 이혼율을 보였다. 그러나 각 연도마다 이혼율의 변동크기가 동일하지는 않았다. 2000년에 전국 평균보다 높은 이혼율을 보이는 지역이 광역시에 더 많이 분포되어 있지만 최근으로 올수록 도 지역에 더 많이 분포되어 있었다. 최근 성비가 불균형한 농어촌 지역에서 국제결혼이 급증하고 있고 또한 이들의 결혼관계가 불안정하여 이혼하는 다문화가족이 급격히 증가하고 있는 현상(김이선 외, 2010)을 반영한 것으로 판단된다. 이렇듯 시계열적으로도 지역 이혼율의 변화가 나타나므로 지역특성과 관련된 요인들을 통제해야 할 필요성(Friedberg, 1998)이 있다.

시도별 총이혼율의 분석에서는 선행연구들에서 지적인 사회경제 및 인구학적 요인들의 영향력이 증명되었다. 사회경제적 요인에서 전전연도의 여성 및 남성의 경제활동참가율이 유의미한 영향을 미쳤으나 그 방향은 서로 달랐다. 이와 같은 결과는 성별에 따라 가계의 경제적 안정성에 서로 상반된 역할을 하는 것으로 알려진 선행연구들의 결과와 일치하는 것으로 보인다. 여성의 경제활동참가율은 결혼생활의 불안정성을 높여 이혼위험이 증가하고(성낙일, 조동혁, 2015; 홍백의 외, 2009; Lee, 2005; Poortman, 2005; Schoen et al., 2002), 남성의 경제활동참가율은 가계경제 안정성에 기여해 이혼위험이 낮아지는 것(홍백의 외, 2009; Jalovaara, 2001)으로 해석된다. 또한 인구학적 요인 중에서 여성의 재혼율이 높을수록, 초혼연령이 높을수록 이혼율이 높아진 것으로 나타나 여성의 재혼율(Felker et al., 2002)과 초혼연령(홍백의

외, 2009)이 높을수록 이혼율이 높다는 선행연구들의 결과와 일치하였다. 재혼은 현실적인 요인들에 의해 일어나지만 재혼생활에 대한 비현실적 기대가 이혼의 가능성을 높인다는 사실(김연옥, 2007)과 초혼연령은 연령이 높을수록 결혼에 대한 신중하고 성숙한 결정을 하게 되어 안정적 결혼생활을 유지할 확률이 높아진다는 논리(김미숙 외, 2005; Heaton, 2002; Lee, 2005)가 설득력 있다.

그러나 성비가 높을수록 이혼율이 감소할 것으로 지적한 연구(성낙일, 조동혁, 2015)나 관련성이 없다고 지적한 연구(정기원, 2004)와는 달리, 성비가 높을수록 이혼율이 증가하는 것으로 나타나 여성보다 외도할 경향이 높은 남성이 많아지기 때문에 이혼할 확률이 높아진다는 선행연구(White, 1990)의 설명과 일치한다. 하지만 최근 성비의 불균형에 따른 국제결혼비율이 증가하고 국제결혼 중 한국인 남성과 외국인 여성의 구성이 높은 비율을 차지하고 있다는 점과 이들의 이혼율이 높다는 측면에서 이와 같은 양상이 나타났음을 유추하고자 한다.

높은 조혼인율과 미성년인구비율은 이혼가능한 인구변화를 통제하기 위한 변수인데, 이전 추세까지 통제한 모델에서 이혼율의 증가에 정적인 영향력을 미치는 것으로 나타났다. 조혼인율은 이혼가능한 집단의 규모를 대표하는데, 이는 성낙일과 조동혁(2015)이 언급한 이혼 모집단의 크기가 많을수록 이혼의 가능성도 높아질 수 있다는 측면을 설명하는 것으로 파악된다. 그리고 미성년인구비율은 미성년 자녀를 둔 가족의 규모를 보여주는 요인이고, 우리나라에서 미성년 자녀가 있는 가족이 미성년 자녀가 없는 가족 보다 더 많은 이혼을 하고 있다는 현상이 반영되어 미성년인구비율이 높을수록 이혼율이 더 높게 나타난 것으로 보여진다.

미성년 자녀를 둔 가족의 총이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율은 증가한 후 감소하는 추세 속에서 2008년 6월 시점부터 일시적으로 급격히 감

소 후 회복하는 양상으로 전체 이혼율의 변동과 유사한 양상을 보이고 있다. 반면, 미성년 자녀가 없는 가족의 총이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율은 지속적으로 증가하는 추세를 보이고 있다. 미성년 자녀를 둔 가족의 총이혼율 및 협의이혼율과 달리 재판이혼율이 증가한 양상에 주목할 필요가 있다. 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직전에 비해 도입 직후에 여성유배우인구 천명당 .010명이 재판이혼을 더 한다는 결과는 즉각적이고 일시적인 양상이다. 즉, 협의이혼제도의 변화가 재판이혼율의 일시적 증가에 영향을 미친 것으로 유추할 수 있다. 이 양상은 협의이혼제도의 개정이 재판이혼율에 영향을 미친다는 이론적 수준에서 제기된 선행연구결과(박복순 외, 2011)와 일치한다. 양육비부담조서 의무화 제도 도입 이후 의무적 협의사항에 대한 불명확한 기준으로 야기되는 문제와 이를 지원하는 협의이혼제도의 제도적 미비에 대한 문제로 해석된다.

양육내용에 대한 협의는 양육비용에 대한 내용 뿐만 아니라 양육자 및 면접교섭권 행사여부와 방법 등 다양한 사항을 포함하며, 협의하는 과정에서 부부의 연령과 재산상황, 자녀의 의사 등 그 밖의 사정이 고려되어야 한다. 협의제도는 우선적으로 부부의 협의에 의해 합의가 이루어지도록 하며, 협의할 수 없거나 자녀의 복리가 침해당하는 수준의 경우에만 법원이 간섭하는 절차를 가지고 있다(민법 제837조 제3항, 제 4항). 박복순 외(2011)의 연구에서 이혼 신청자들 중 자녀양육협의를 작성에 관한 정보가 필요하다고 응답한 비율이 약 80%를 넘었다는 결과는 관련 제도적 지원들이 미흡하다는 것을 뒷받침한다. 이혼과정에 있는 부부가 원만한 양육사항을 협의할 수 있도록 지원하는 체계가 없는 상황에서 협의이혼제도의 양육비부담조서 의무화 제도는 부담스럽고 어려운 제도적 장치일 수 있다. 재판이혼의 조정절차는 소송으로 이혼을 하려는 모든 부부가 제일 먼저 해야 하는 단계이다. 조정 전치주의

는 이혼에 합의한 부부의 협의를 이끌어 내는데 목적을 둔 일종의 조정 절차로써(가사소송법 제50조), 조정으로 이혼에 합의하게 되면 재판상 화해의 효력으로 인정되어 소송을 하지 않아도 이혼을 할 수 있는 절차상 이점이 있다. 새롭게 도입된 양육사항의 의무적 협의에 대한 어려움을 느낀 일부 가족들이 재판이혼을 선택한 것으로 판단된다. 재판이혼율이 크게 높아지지는 않았지만, 협의이혼제도의 미비로 재판이혼의 이혼조정 절차는 일시적으로 부부의 협의를 이끌어 내는 보조적인 역할을 하는 장치로 활용되었던 것으로 판단된다.

그러나 재판이혼율의 지속적인 증가에 영향을 미친다는 주장(박복순 외, 2011)과는 달리 일시적인 양상으로만 나타난 결과를 통해 이와 같은 어려움은 해소되거나 사라진 것으로 보인다. 새로운 법률체계에 자연스럽게 적용되어 영향력이 줄어든 것으로 추측할 수도 있고, 지속적으로 시스템을 개선하기 위한 노력에 의한 것일 수도 있다. 양육비부담 조서를 작성하기 위해 가장 중요한 부분은 양육비에 대한 협의인데, 국가는 양육비를 산정하는 기준에 대한 가이드를 제시하여 원만하게 관련 문제를 해결할 수 있도록 지원하였다. 서울가정법원은 2012년 양육비 산정기준표를 제정하고 2014년 개정하게 되었는데, 이는 이혼과정의 협의 및 조정시 양육비 협의에 대해 도움을 준 것으로 평가된다(서울가정법원, 2014). 양육비를 산정하는 불명확한 기준으로 직면한 협의의 어려움이 양육비산정기준표를 통해 일부분 해소되었다고 보여진다.

한 가지 주목해야 할 점은 이혼법 개정 이전 시점의 미성년 자녀를 둔 가족의 이혼율이 감소한 양상에 대한 것이다. 도입 5년 전과 이혼숙려제도 도입 직전을 비교할 때 이혼율이 다른 주요 시점들에 비해 상대적으로 더 큰 폭으로 감소한 양상을 보였다. 이혼율에 영향을 미치는 사회경제 및 인구학적 등의 사회구조적 변화요인들이 통제된 상태에서 나타나는 감소 양상은 이혼율 변동에 미친 다른 정책적 변화를 설명하

는 것으로 추론할 수 있다.

본 연구에서 주요정책으로 다루지는 않았으나 2000년 중반 가족의 건강한 이혼을 위한 특별법과 관련된 것으로 유추된다. 이 시기 가족과 관련된 다양한 제도적 정비와 개정이 있었다. 우선, 2004년 2월 제정된 건강가정기본법(이하 건가법)과 건가법의 전달체계인 건강가정지원센터가 설치되었다. 건가법은 가족해체로 인한 문제를 해결하기 위한 목적에서 제정된 것으로 이혼, 아동양육, 가족의 부양에 관한 내용을 담고 있다(차선자, 2004). 특히 제31조(이혼예방 및 이혼가정지원)에서 국가 및 지방자치단체가 이혼을 하고자 하는 가족에게 다양한 지원을 할 수 있도록 법률로 정하고 있다. 그리고 2005년 3월부터 서울가정법원 및 대전과 광주지법에서 시작되어 이후 전국적으로 확산된 이혼숙려제도 시범사업의 역할도 이혼율의 감소에 미친 영향으로 유추된다. 이혼숙려제도 시범사업은 찬반 논쟁을 불러일으키면서 사회적인 관심사가 되었고, 그 필요성이나 효과에 대해서도 많은 관심이 기울여졌다. 이러한 사회적 분위기들이 이혼 의향이 있는 가족에게 숙고의 기회를 제공하고 이혼 결정에 영향을 미쳤을 가능성이 있다.

소득계층에 따라 미성년 자녀를 둔 가족의 총이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율은 각기 다른 양상을 보이고 있다. 미성년 자녀를 둔 가족의 중위 및 상위소득계층은 공통적으로 2008년 6월 일시적으로 급격히 감소한 후 회복하는 양상을 보이지만, 중위소득계층은 2003년 이후 지속적인 감소 추세를, 상위소득계층은 일정한 수준을 유지하는 추세를 보이고 있다. 반면, 미성년 자녀가 없는 가족의 중위소득계층은 2003년 이후 일정한 수준을 유지하며 두드러진 변동이 없으나, 상위소득계층은 지속적으로 증가하는 추세를 보였다. 각 분석집단에서 나타나는 이혼율 변동 양상은 특정 시기에 개정 법률의 영향력이 미친 것으로 판단되는 결과였다.

이혼숙려제도의 숙려기간은 상위소득계층 보다 미성년 자녀를 둔 중위소득계층 가족에게 이혼 숙고 효과가 더 큰 것으로 보인다. 그리고 양육비부담조서 의무화 제도는 상위소득계층 보다 중위소득계층 가족의 양육비에 대한 협의를 더 어렵게 만든 것으로 보인다. 그러나 이와 같은 양상은 일시적으로만 나타났다. 이후 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직후와 도입 5년 후를 비교하면 총이혼율 및 협의이혼율은 그 전과는 정반대로 증가 추세로 나타났다. 이는 미성년 자녀를 둔 중위소득계층 가족에게 양육비 관련 이혼법 개정의 영향이 이혼을 어렵게 만드는 장치가 아닌 이혼과정의 분쟁이나 갈등을 조정하는 장치로 작용했음을 의미한다. 이는 개정 이혼법이 이혼의 자유를 방해한다는 주장(허난영, 2006)과 상반된 결과이다. 상위소득계층에 비해 미성년 자녀를 둔 중위소득계층 가족에 한정된 결과이지만, 이혼숙려제도 및 양육비부담조서 의무화 제도는 시행 이후 일정한 시간이 경과한 뒤 효과가 나타나고, 양육사항에 대한 현실적인 내용을 협의할 수 있어 양육분쟁에 대한 갈등을 해결할 수 있도록 돕는 역할을 한 것으로 보인다. 자녀양육협의서는 이혼을 신청한 가족들에게 부부간 합의를 도출하는데 도움을 주고 있어 개정 이혼절차에 대해 높은 만족감을 보이고 있다는 연구결과(박복순 외, 2011)도 이러한 결론을 뒷받침한다.

그러나 양육비부담조서 의무화 제도가 이혼 후 미성년 자녀의 복지를 보장하고 있는지에 대해서는 여전히 불확실하다. 법률상에는 자녀의 복리에 반하지 않는 협의가 이루어지도록 규정하고 이행에 대한 법률적 강제성도 띠고 있지만, 협의 시 양육비를 상호 주고받지 않기로 한 경우와 실제 지급이 이행되지 않은 경우도 있기 때문이다(박복순 외, 2011; 서울가정법원, 2010). 그러므로 제도가 성공적으로 운용될 수 있도록 양육비에 대한 협의와 이행에 대한 중요성을 인지할 수 있도록 이혼과정의 부모교육 등의 정책적 보완이 필요할 것이다.

이혼율 변동 양상에 대한 결과 및 해석을 바탕으로 개정 이혼법의 효과에 대한 결론은 다음과 같다.

첫째, 개정 이혼법이 사회경제 및 인구학적 요인을 통제된 상태에서 이혼율의 감소추세에 영향을 미쳤고, 이를 통해 이혼법과 이혼율 변동이 연관있다는 점을 실증적으로 확인하였다. 이혼율에 미치는 영향요인은 사회구조적 및 인구학적인 요인에 이르기까지 다양하다. 선행연구들에서 지적한 영향요인들 중 인구학적 요인에서는 조혼인율, 여성재혼율, 여성초혼연령, 미성년인구비율, 성비와 사회경제적 요인에서는 남성/여성 경제활동율, 남성/여성 실업률을 당해연도 뿐만 아니라 이전 및 전전연도를 통제하였고, 관찰되지 않는 지역특성까지도 통제된 상태에서, 최근 우리나라 개정 이혼법은 이혼율에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 최근 외국 연구들이 이혼법이 이혼결정에 영향을 미쳐 이혼율 변동을 초래한다고 주장한 것(Friedberg, 1998; Gonzalez & Viitanen, 2009; Kim & Oka, 2014; Kneip & Bauer, 2009; Wolfers, 2006)과 유사한 결과이다.

이혼법의 제도적 변화가 개인차원의 의사결정에 영향을 미칠 수 있을 것인지에 대한 의구심은 외국 학자들로부터 제기되었다. 코즈이론에 입각하여 제도적 변화가 개인의 의사결정에 영향을 미치지 않는다고 주장한 Peters(1986)를 제외하고, 이후 코즈이론의 실패를 주장한 연구들(Allen, 1992; Friedberg, 1998; Gonzalez & Viitanen, 2009; Kim & Oka, 2014; Kneip & Bauer, 2009; Wolfers, 2006)은 모두 양자 간의 관련성이 있음을 증명하였고 본 연구의 결과도 이와 같은 맥락을 한다. 우리나라는 외국 이혼법 개정과 다른 성격을 가졌고, 충분한 시계열적인 자료가 부족하여 장기적인 관점에서 논의할 수 없지만, 중단기적인 측면에서 지속적인 감소 양상을 보였다. 이는 단기적으로만 영향을 미쳤다는 결과 보다는 장기적으로 이혼율 증가에 영향을 미칠 수 있다는

결과(Gonzalez & Viitanen, 2009)와 관련된 것으로 판단된다. 그리고 선행연구들에서 나타난 이혼법 개정에 대한 이혼율 변동의 즉각적인 효과와는 달리, 우리나라 개정 이혼법은 1년 정도의 유예기간을 두고 효과를 보이는 것으로 나타났다. 이를 통해 우리나라 이혼 정책의 변화는 가족의 이혼에 대한 의사결정에 영향을 미치는 정책적 효과를 가진다고 판단된다.

둘째, 이혼숙려제도는 이혼율을 즉각적으로 감소시키는 효과를 보였다. 신중한 이혼을 독려하기 위해 미성년 자녀를 둔 가족에게 부여된 3개월의 숙려기간은 이혼율을 즉각적으로 감소시켜 성급한 이혼을 방지한 것으로 보였다. 그리고 미성년 자녀를 둔 가족 중에서도 상위소득계층에 비해 중위소득계층의 가족이 숙려기간에 대한 효과가 커서 중위소득계층에도 성급한 이혼을 방지하는 역할을 한 것으로 보인다. 또한 이혼율의 감소 양상이 행정적으로 부여된 숙려기간에 인한 감소효과인지를 판단하기 위한 분석에서도 감소 결과는 유지되었다. 이와 같은 결과에 비춰볼 때 이혼숙려제도의 도입 취지와 목적이 달성된 것으로 판단된다.

이혼숙려제도가 도입될 당시 제도의 타당성이나 효과성에 대해 많은 논쟁이 존재하였다. 이혼숙려제도가 이혼 선택의 자유를 가로막는 제도이며, 효과성에 대한 근거 없이 갈등이 있는 부부들의 이혼을 지연시킨다는 것이 주요 내용이었다(허난영, 2006). 이혼숙려제도가 성급한 이혼을 예방하기 위함이지만 그 안에는 미성년 자녀의 복지를 보호하기 위해 양육사항에 대한 논의와 협의를 해야 한다는 관점이 내재되어 있다. 이런 측면에서 이혼숙려제도 이후 미성년 자녀가 있는 집단의 총이혼율은 감소하였고, 이는 미성년 자녀가 있는 부부들이 이혼 결정에서 자녀양육에 대해 더 숙고하게 되었다는 것을 의미하며, 나아가 자녀양육에 대한 협의가 이루어지지 않은 부부에게는 정책적인 제재가 될 수

있었다고 보여진다. 그러므로 이혼숙려제도 개정 이후 이혼율이 감소하였다는 것은 미성년 자녀의 복리를 보장하는 환경을 만들어 점차 이혼으로 인해 미성년 자녀의 복리가 보호될 확률이 높아지는 방향으로 변화하고 있다는 것을 보여준다.

셋째, 양육비부담조서 의무화 제도는 이혼율의 변화에 영향을 미치는 것으로 보이니 집단형태에 따라 총이혼율, 협의이혼율, 재판이혼율의 양상이 다르게 나타났다. 미성년 자녀의 복리가 보호되기 위해 부부가 의무적으로 작성해야 하는 아동양육협의서는 미성년 자녀를 둔 가족의 총이혼율과 협의이혼율을 즉각적으로 감소시키는 효과를 보였다. 반면 재판이혼율을 즉각적이고 일시적으로 증가시키는 효과를 보였다. 이러한 결과는 선행연구에서 지적인 까다로운 협의이혼법의 개정이 일시적으로 재판이혼율을 증가시킨다는 결과와 일치한다(박복순 외, 2011).

협의이혼과 재판이혼은 서로 다른 절차의 이혼법이지만, 한 영역에서의 개정 내용이 다른 영역에도 영향을 미칠 수 있다는 점을 보여준다. 일반적으로 재판이혼은 협의이혼에 비해 훨씬 더 많은 시간과 비용을 동반하지만, 협의이혼이 새롭게 합의해야 할 자녀양육에 대한 문제들은 적절한 합의에 이르기 어려워 재판에 의한 판결에 의존할 수 밖에 없다. 그리고 이미 이혼을 결심한 부부에게 숙려기간이 자녀양육에 대한 합의를 보장하는 시간이 아니므로 협의를 위한 또 다른 시간이 소요될 가능성도 존재했다(박복순 외, 2011). 그러나 상대적으로 재판이혼은 다양한 방식으로 이혼과정에서 원만한 합의에 이르기 위해 도움을 주는 절차가 있으며, 특히, 재판이혼의 조정 전치주의는 미흡한 협의이혼제도의 조정절차를 대신할 수 있는 역할을 담당했다고 판단한다. 그래서 새롭게 도입된 양육사항의 합의에 대한 의무에 부담을 느낀 일부 가족들이 재판이혼을 선택하여 조정을 통해 이혼을 한 것이다.

반면, 미성년 자녀를 둔 중위소득계층 집단에서는 상위소득계층에 비

해 총이혼율과 협의이혼율이 즉각적이고 일시적인 감소만을 보였고 이후 다시 증가하였다. 그러나 재판이혼율에는 아무런 변화가 발견되지 않았다. 이러한 결과는 양육비부담조서 의무화 제도가 양육사항에 대한 실질적인 내용을 협의할 수 있도록 기회와 장을 마련하여, 적어도 중위 소득계층에게는 이혼과정이나 이혼 후 발생하는 분쟁과 갈등을 줄여주는 역할을 한 것으로 보인다. 다시 말해, 양육비부담조서 의무화 제도 이후, 양육권, 자녀양육비의 지급, 면접교섭에 대해 협의가 이루어진 이혼은 중위소득계층에게 갈등과 분쟁의 여지가 줄어들었고, 이는 이혼의 자유를 지지하면서도 미성년 자녀의 복리, 특히 경제적 복리를 보장하는 방향으로 변화하도록 지원하고 있다는 것을 보여준다.

넷째, 개정 이혼법은 미성년 자녀를 둔 가족의 이혼율을 지속적으로 감소시키는 효과를 보였으나, 그 중 중위소득계층의 이혼율에 대해서는 일정시간이 지난 뒤 지속적으로 증가시키는 효과를 보였다. 양육비부담조서 의무화 제도 이후 이혼숙려제도와 효과 중첩되어 개별 제도의 효과가 아닌 두 제도의 종합적인 중단기적 효과를 측정하였다. 개정 이혼법은 미성년 자녀를 둔 가족의 이혼율을 지속적으로 감소시키는 효과를 보였고, 재판이혼율도 지속적으로 감소하는 효과를 보였다. 그러나 이를 소득계층별로 비교해 보면, 중위소득계층에서는 이혼율이 일정시간이 지난 뒤에는 다시 지속적으로 증가하는 것으로 나타났고, 재판이혼율은 매우 미미한 수준이지만 지속적으로 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이혼법과 이혼율이 선행연구들에서 지직한 단기적인 관련성 뿐만 아니라 장기적으로도 관련될 수 있는 가능성을 시사한다. 외국에서 새로운 이혼법이 이혼율의 증가시켰다고 주장한 연구들 중에서도 개정 이혼법이 단기적으로만 이혼율 증가에 영향을 미쳤다는 연구(Kim & Oka, 2014; Kneip & Bauer, 2009; Wolfers, 2006)와 장기적으로 이혼율 증가에 영향을 미쳤다는 연구(Gonzalez & Viitanen, 2009)

간의 논쟁이 있었다. 외국 이혼법과는 다른 맥락의 개정이지만, 우리나라의 새로운 이혼법은 지속적으로 중단기적으로 이혼율 변화에 영향을 미치고 있으므로 장기적인 변화까지 확대될 수 있을 것이다. 이는 미성년 자녀의 복리가 보장되는 방향으로 이끄는 이혼법 개정의 효과가 장기적으로도 지속될 가능성이 크며, 지속적인 영향력으로 인해 우리나라의 미성년 자녀는 이혼으로 노출되는 심리적·경제적인 부정적 영향이 최소화될 수 있는 가능성이 높아지고 있다고 판단된다.

결론적으로 본 연구의 분석결과에 따르면, 사회경제 및 인구학적 영향요인을 통제하더라도 이혼법과 이혼율 사이에는 관련성이 있다. 그리고 이혼숙려제도와 양육비부담조서 의무화 제도는 준비되지 않은 이혼을 방지하는 역할을 하면서 동시에 중위소득계층의 양육사향 협의를 도와 분쟁이나 갈등을 줄이는 역할을 한 것으로 보인다. 이러한 개정 이혼법에 대해 일각에서는 이혼숙려기간과 강화된 양육비 규정이 과도한 사생활 개입으로 이혼의 자유를 침해한다고 비판한다. 그러나 이혼의 자유로운 선택은 이혼에 대한 의사가 있는 구성원들이 제반 환경에 구애되지 않고 자유의지²⁷에 따라 이혼을 선택할 수 있을 때 실현된다. 이혼 후 생활유지에 대한 어려움이 있는 여성들이 자녀양육비를 보장받지 못한다면 오히려 이혼을 자유롭게 선택하기 어려울 수 있다. 그러므로 이혼법은 인간다운 삶을 영위할 수 있는 권리이자 생존권을 우선적으로 보호한다. 이혼과정에서 부여되는 숙고의 시간은 미성년 자녀의 복리를 보호하기 위한 적절한 선택을 할 수 있는 기회를 마련해주었다. 그리고 양육비 규정은 이혼 후 경제적 불안정성으로 야기되는 충격이

²⁷ 자유의지(自由意志)는 외적인 제약이나 구속을 받지 아니하고 내적동기나 이상에 따라 어떤 목적을 위한 행동을 자유롭게 선택하느냐에 대한 심리적인 의지이다. 또 다른 말로 외부의 제약이나 구속을 받지 아니하고 어떤 목적을 스스로 세우고 실행할 수 있는 의지라고도 할 수 있다(국립국어원, 2016).

최소화되도록 기여한 것으로 보인다. 이를 통해 이혼법이 이혼과정이나 이혼 후의 미성년 자녀가 경험하는 심리적 또는 경제적인 어려움을 줄일 수 있는 효과를 가지는 것으로 판단된다.

제 2 절 연구의 의의 및 제언

이혼법 개정과 이혼율 변동의 관계를 살펴본 본 연구는 다음과 같은 의의를 갖는다.

첫째, 2000년 이후 이혼법에 중요한 변화가 있었음에도 불구하고 이러한 변화가 실제 이혼율에 어떻게 영향을 미쳤는지를 면밀하게 살펴본 연구가 없었으나, 본 연구에서는 이를 실증적인 다양한 방법으로 확인하였다. 이혼법이 이혼율에 영향을 미친다는 연구들의 지적에도 우리나라 개정 이혼법에 대한 연구는 가설수준(박세경, 2004; 임병인, 2013; Shim et al., 2013)에 머물거나, 소수의 실증연구도 2000년 이전 개정 이혼법을 분석하거나(정기원, 2004), 최근 개정 이혼법의 시범사업만(Lee, 2013)을 분석하거나 지역수준으로만 이혼율을 분석하는데 그쳤다(성낙일, 조동혁, 2015; 정창무, 2008; Lee 2013).

그러나 본 연구에서는 이혼율에 미치는 혼인율, 재혼율, 인구규모 등의 인구학적 요인과 경제활동참여율, 실업율, 법제도 등 사회구조적 요인들을 통제한 상태에서 이혼율 둘러싼 법이나 정책의 환경적 변화가 이혼율에 미치는 효과를 검증하였다. 이혼숙려제도와 양육비부담조서의 의무화 제도는 공통된 목적을 가지지만 집행방식에서 법률적 차이를 가지고 있다. 이러한 법률강도의 차이는 미성년 자녀를 둔 가족과 중위소득계층에 더 큰 영향을 미칠 수 있다. 그 효과를 심도있게 측정하기 위해 미성년 자녀유무 및 소득계층에 따른 분석을 수행하여 집단에 따라 이혼법의 영향이 다르다는 점을 밝혀냈다.

둘째, 이혼율 변동추이가 가진 중단적 특성을 보다 잘 파악하기 위해서 제도 도입의 시점을 세분화하여 즉시성, 지연성, 일시성, 지속성의

측면으로 살펴보면서 법률적 효력의 역동성을 다각적으로 측정하였다. 이혼율의 변동을 종단적으로 살펴본 연구들에서는 상이한 결론에 도달하였다(Friedberg, 1998; Gonzalez & Viitanen, 2009; Kneip & Bauer, 2009; Wolfers, 2006). 이혼법의 효과가 이혼율의 단기 혹은 장기적인 관계(Gonzalez & Viitanen, 2009; Kim & Oka, 2014; Kneip & Bauer, 2009; Wolfers, 2006)로 나타날 수 있다는 것과 정기원(2004)의 연구에서 이혼율의 효과가 즉각적으로 나타날 수 있다는 것을 보여주었다. 그리고 제도의 강도에 따라 이혼율의 변동이 다를 수 있다는 선행연구들의 결과를 참조하여, 공통적인 목적을 공유하고 있지만 상이한 법률 규정의 강도를 지닌 이혼숙려제도와 양육비부담조서 의무화 제도를 구분하여 분석하였다.

본 연구는 개정 이혼법이 가진 법률적 특성과 효력의 지속적 측면을 고려하여 분석시점을 5가지로 구분하였다. 도입 시기의 직전과 직후, 도입 5년 전후의 시점으로 구분에서 도입 직전에 비해 도입 직후에만 이혼율이 변화하면 즉시성의 효과가, 도입 직전에 비해 도입 직후에는 영향력이 없으나 도입 5년 후에 변화가 나타나면 지연성의 효과를 가진다. 그리고 개정 이혼법의 도입 직전과 도입 직후에만 나타나면 일시성의 효과로, 도입 5년 후까지 유지되면 지속성의 효과를 가진다. 이혼율의 변동 양상은 효과여부의 측면 뿐만 아니라 변화의 방향까지도 고려하여 분석하였다. 이를 통해 개정 이혼법이 미성년 자녀를 둔 가족의 이혼율에는 지속적으로 감소하는 효과를 미쳤고, 이들의 중의소득계층은 지속적으로 증가하는 효과를 미친 것으로 나타났다.

셋째, 우리나라 이혼법의 성격 및 개정 이혼법의 특성을 고려하여 협의이혼율 및 재판이혼율의 분석을 통해 이혼유형간 상호연관성을 검증하였다. 우리나라의 이혼방식이 협의와 재판의 이원화된 방식이라는 점을 고려하여 총이혼율뿐만 아니라 협의이혼율과 재판이혼율을 모두 분

석하였다. 그 결과, 양육비부담조서 의무화 제도로 인해 미성년 자녀를 둔 가족이 재판이혼을 선택한 현상이 나타났지만, 그 영향은 도입 직후의 즉각적이었으나 일시적인 현상이었음을 검증하였다.

이러한 학술적 의의에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 한계점을 갖는다.

첫째, 인구학적 요인이 이혼율 변동에 영향을 미치므로 미성년 자녀가 있는 가구규모의 감소가 미치는 영향력을 무시할 수 없다. 우리나라 혼인율과 출산율은 감소는 효과집단인 미성년 자녀를 둔 가족의 규모와 관련이 있다. 시도분석에서는 미성년 자녀가 있는 가구의 규모 정도를 파악할 수 있는 변수인 미성년인구비율 및 초혼연령 등의 다양한 변수로 통제하고 있으나, 반면 집단분석에서는 초혼연령과 동거기간의 변수만 활용하였다는 한계가 있다. 그래서 주요 시점별 분석은 도입 5년 전 및 도입 5년 후처럼 분석기간이 길어질수록 가구규모 변화의 영향력이 혼재되어 나타나 이혼법 효과를 판단하기 조심스럽다. 그러나 이혼숙려제도 도입 직전과 도입 직후, 양육비부담조서 의무화 제도 도입 직전과 도입 직후처럼 비교기간이 짧을수록 가구규모 변화의 영향력을 최소화할 수 있다. 본 연구에서 도입 5년 전과 도입 5년 후의 시점처럼 기간이 길어질수록 이혼법 개정이 미성년 자녀를 둔 가족에게 미치는 영향력을 분석하는 연구결과에 대해서는 조심스러운 해석이 필요할 것이다.

둘째, 이혼율의 감소의 의미가 궁극적인 이혼철회인지 아니면 일정기간의 지연인지에 대한 확인이 불가능하다. 이혼율의 감소가 이혼법 개정의 예방적 효과를 나타내는 것으로 유추할 수 있으나 그 의미가 이혼취소인지 아니면 법률의 규정을 비켜가기 위해 미성년 자녀가 성년이 될 때까지 기다리는 행위인지에 대해서는 확인할 수 없다. 다만 본 연구는 법 개정 이후 미성년 자녀를 둔 가족들이 가족을 유지하기로 결정한 비율이 높아졌으며, 이러한 결정이 법 개정의 취지대로 미성년 자녀

의 복리, 특히 경제적 복리에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다고 해석하고자 한다.

셋째, 이혼신고자료에서 제공하는 소득정보가 존재하지 않아 고용정보를 매칭하는 과정에서 가족의 소득계층이 과소평가되었을 가능성이 있다. 가족의 소득의 정보를 취업에 따른 근로소득에 의존하여 구분하였다. 매칭 기준은 연도, 성, 연령계층, 학력, 직종에 따른 평균 월급여 총액인데, 직업이 없는 경우 이를 합산할 정보가 없다. 또한 근로소득 이외 기타 재산소득에 대한 정보가 없으므로 실제 가계소득과는 차이가 발생한다. 본 연구에서는 오차를 줄이기 위해 부부 중 직업이 없는 경우 한쪽의 근로소득을 기준으로 가계소득을 계측하였고, 부부 모두 직업이 없는 경우는 소득계층별 분석에서 제외하였다. 그러나 여전히 가족의 실제 소득과는 차이가 있으며, 취업을 하지 않은 가계는 분석에서 제외된 한계가 있다.

본 연구에 기초하여 다음과 같은 정책적 함의를 도출할 수 있다.

첫째, 이혼숙려제도의 효과를 제고하기 위해서 가족이 숙려시간을 효율적으로 활용할 수 있도록 상담제도를 의무화하고 관련 인프라를 개선할 필요가 있다. 박복순 외(2011)의 연구에서 이혼숙려기간을 그냥 보낸 경우가 미성년 자녀 유무를 불문하고 30% 이상으로 나타나, 적지 않은 숫자가 이 시간을 의미없이 보내는 것으로 보인다. 이혼숙려제도의 취지와는 달리 시간을 허비하는 것은 제도 효과를 감소시킬 수 있다. 숙려기간의 활용도를 높이기 위해서 상담제도를 활성화할 필요가 있다. 상담은 이혼과정에서 가족에게 혼인관계를 진단하여 갈등 해결이나 회복가능성을 모색하도록 도움을 줄 수 있기 때문이다(김매경, 2006).

상담에 대한 활용도가 낮은 이유는 상담이 자발적 참여로 진행된다는 점과 상담지원체계의 미비로 인한 것으로 보인다. 현재 상담은 권고형태로서, 협의이혼 신청서를 제출한 뒤 법원사무관이나 가사조사관들이

이혼에 관한 안내를 하면서 상담을 권고할 수 있다(협의이혼 의사확인 사무처리지침 제4조). 그러나 상담을 권고하는 수준에만 그칠 경우, 자발적 참여가 높지 않을 가능성이 크며 저조한 참여로 제도의 효과가 줄어들 수 있다(김매경, 2006). 서구의 경우에도 자발적 참여로 운영되는 프로그램들은 낮은 출석률로 인해 프로그램의 효과가 낮다고 지적하고 있다(British Columbia Ministry of Attorney General Justice Services Branch Family Justice Services Division, 2003). 그리고 상담을 이용하지 않는 이유에 대해 협의이혼 시 상담제도에 대한 낮은 인지도, 법원 내 상담위원으로부터의 상담지원 방식, 단회기의 상담 등 때문이라는 조사결과도 있다(박복순 외, 2011, 2012). 특히 상담지원 방식이 외부기관을 지정하여 진행할 수 있는 방법이 잘 활용되고 있지 않아 활용도가 더욱 낮아지는 것으로 보인다. 이혼신청자들이 이용하기 쉽도록 외부기관을 지정하게 되면 활용도도 높아질 것이다. 상담제도에 대한 홍보를 강화하고 다양한 방식을 통해 상담제도의 접근성을 높여야 할 것이다.

하지만 일각에서는 협의이혼의 이혼전 상담을 피하기 위해 재판이혼으로 진행될 가능성과 비용부담의 문제로 상담 강제는 불가능하다는 비판도 있다(법무부, 2006). 그러나 본 연구결과에 따르면 협의이혼에 대한 법 개정은 일시적으로 재판이혼을 선택한 가능성을 보였으나 지속적이지 않았다. 그리고 우리나라에는 무료로 상담을 지원하는 인프라가 구축되어 있다. 무료상담기관은 건강가정지원센터와 한국가정법률상담소, 대한가정법률복지상담원 등이 있다. 특히 건강가정지원센터는 국가적 차원에서 운영되는 기관으로 이혼상담 뿐만 아니라 부모교육에 이르기까지 다양한 서비스를 제공할 수 있다. 다만, 이혼상담과 부모교육의 프로그램이 필요하고 앞으로 수요가 확대될 것임에도 건강가정지원센터나 관련 기관들이 확장되지 못하고 있다(변주수, 유재연, 2015). 그

러므로 이혼숙려제도를 지원하는 상담서비스를 의무화하고 무료로 제공할 수 있는 관련 인프라의 저변 확대가 요구된다.

둘째, 양육비부담조서가 보다 미성년 자녀의 복리에 기반한 양육사항의 협의서가 될 수 있도록 ‘이혼에 대한 안내’ 절차의 제도적인 개선이 필요하다. ‘이혼에 대한 안내’ 절차 중 자녀를 둔 부부는 이혼이 자녀에게 미치는 영향에 대한 안내를 받아야 한다. 이는 일종의 부모교육을 의미하는데, 의무적으로 진행되고 있지 않다는 한계와 더불어 그 제공방식이 비디오나 책장 또는 팜플렛을 통한 일회성 방식에 그쳐(박복순 외, 2011) 충분한 정보가 제공되는지에 대한 의구심이 있다. 재판이혼의 경우에서 이와 같은 방식이 아무런 정보도 제공하지 않은 것에 비하면 자녀의 복리를 고려한 조정이나 합의를 이루는데 도움이 된다는 연구도 있다(김재연, 이재연, 2005). 그러나 현행 방식의 부모교육으로는 자녀에 대해 가져야 할 부모의 역할에 대한 정보가 부족하여, 이혼 후 협의한 양육에 대한 실천이 유지되지 못할 수도 있다. 영국의 경우에도 단순히 표준화된 정보와 지식만은 제공하는 시스템은 이혼과정이나 이후 행동의 변화를 유도하기에는 어렵다고 보고한다(김매경, 2006).

자녀가 복리가 보장되기 위해서는 부모의 이혼으로 자녀가 경험하게 되는 어려움은 무엇이고, 이를 극복하기 위해 부모들이 어떤 사항들을 협의해야 하며, 합의한 사항들이 지속적으로 이행될 수 있도록 부모가 어떻게 행동해야 하는지를 아는 것은 중요하다. 이혼과 자녀에 대한 이해를 바탕으로 개별 가족에 적합한 양육사항에 대한 협의와 실천적 과정에 대한 고민을 위해서는 여러 단계에 걸쳐 다양한 문제들을 고민하고 생각할 수 있는 부모교육 프로그램을 활성화 하는 것이 필요하다.

참고문헌

- 구혜경, 유영달. 2008. 기혼부부의 결혼만족도, 이혼고려 정도 및 이혼장애요인에 관한 연구-부부간 차이를 중심으로. 가족과 문화, 20(4), 1-34.
- 김기영. 2010. 유책배우자의 이혼청구권과 파탄주의. 원광법학, 26(3), 99-132.
- 김길현, 하규수. 2012. 노년기 부부관계 요인이 결혼만족도 및 이혼의도에 미치는 영향. 한국콘텐츠학회논문지, 12(5), 256-271.
- 김두섭. 2006. 한국인 국제결혼의 설명틀과 혼인 및 이혼신고자료의 분석. 한국인구학, 29(1), 25-56.
- 김두섭. 2012. 국제결혼 부부의 연령 및 교육수준 격차와 결혼안정성: 국제결혼개발성 가설의 검증. 한국인구학, 35(1), 1-30.
- 김두섭, 이명진. 2007. 국제결혼 부부의 사회인구학적 상이성과 결혼 안정성. 한국인구학, 30(3), 33-56.
- 김매경. 2006. 협의이혼제도 개선안에 대한 소고. 가족법연구, 20(3), 1-46.
- 김미숙, 원영희, 이현송, 장혜경. 2005. 한국의 이혼실태와 이혼가족 지원정책 연구. 한국보건사회연구원.
- 김상용. 2006. 가족법연구 2. 법문사.
- 김연옥. 2007. 해체된 재혼의 특성에 관한 연구: 재혼모를 대상으로. 한국사회복지학, 59(2), 171-195.
- 김은지, 황정임, 최혜진. 2012. 저소득한부모가족 아동양육비 지원방안 연구. 한국여성정책연구원.

- 김이선, 마경희, 선보영, 최호림, 이소영. 2010. 다문화가족의 해체 문제와 정책과제. 여성가족부 연구보고서.
- 김재연, 이재연. 2005. 이혼재판절차 중 부모교육프로그램의 효과 : 이혼부모역할에 대한 인식과 이혼조정효과를 중심으로. 아동과 권리, 9(4), 817-845.
- 민인식, 최필선. 2014. STATA 고급 패널데이터 분석. 지필미디어.
- 박경애. 2000. 한국의 이혼율 추이와 의미. 1970-1995. 한국인구학, 23(1), 5-29.
- 박병현. 1997. 빈곤의 지속기간에 관한 연구:자활보호대상자를 중심으로. 한국사회복지학, 32, 45-67.
- 박복순. 2006. 양육비 확보에 관한 법안 검토. 가족법 연구, 20(3), 73-102.
- 박복순. 2011. 협의이혼제도의 운용실태 및 개선방안. 한국여성정책연구원 연구보고서.
- 박복순. 2014. 양육비산정 기준표 개정예 즈음하여. 젠더리뷰, 33, 37-43.
- 박복순, 박선영, 이여봉. 2012. 이혼법제 개선방안 연구. 한국여성정책연구원 연구보고서.
- 박세경. 2004. 이혼율 증가와 사회적 지원방안. 보건복지포럼. 한국보건사회연구원.
- 박소현, 안영민, 정규승. 2013. 중산층 측정 및 추이분석. 통계개발원.
- 박영신, 안귀옥. 2012. 부부갈등, 부모역할, 자기효능감이 기혼남녀의 이혼의도에 미치는 영향. 인간발달연구, 19, 65-90.
- 법률신문. 2004. 이혼율 산정방식과 우리나라의 이혼율. 법원행정처 제공.
- 법무부. 2006. 민법 등 개정 법률안 조문별 해설 자료. 제2기

가족법개정 특별분과위원회.

법제사법위원회. 2007. 제 269회 제11차 법제사법위원회 회의록 및
심사보고서.

법제사법위원회. 2008. 제 278회 제1차 법제사법위원회 회의록 및
심사보고서.

법제사법위원회. 2009. 제 281회 제3차, 제4차 법제사법위원회 회의록
및 심사보고서.

법제사법위원회. 2009. 제 282회 제1차, 제4차 법제사법위원회 회의록
및 심사보고서.

법제처. 2012. 2012년 사법연감통계.

변주수, 류재언. 2015. 지역사회 특성에 따른 건강가정지원센터 설치
결정요인 분석. *Family and Environment Research*, 53(2),
131-141.

변화순. 1987. 한국의 이혼율 변동에 관한 사회인구학적 변인 고찰.
한국인구학회지, 10(2), 1-16.

변화순, 김혜영, 윤홍식, 한지숙. 2006. 이혼 후 여성의 사회경제적
지위변화. 한국여성개발원.

부동호. 2004. 이혼율 산정방식과 우리나라의 이혼율. 법원행정처.

석재은. 2010. 이중차이모텔에 의한 공적연금제도의 영향 분석.
사회보장연구, 26(3), 73-98.

성낙일, 조동혁. 2015. 우리나라 시·군·구 이혼율 차이의
사회·경제적 결정요인: 실증분석. 응용경제, 17(1), 99-134.

성정현, 양심영. 2006. 이혼숙려의 제도화 논의에 대한 비판적 검토.
가족과 문화, 18(2), 2006.

손병덕. 2009. 이혼 재혼가정 아동의 공격, 위축행동에 영향을 미치는
요인의 경로분석: 일반가정 아동과의 비교연구. 한국가족복지학,

14(4), 113-136.

- 양현아. 2015. 한국가족법의 최근 변화에서 나타난 경향성과 과제들.
최연실 외. 한국가족을 말하다 : 현상과 쟁점 2장, 하우.
- 여성가족부. 2013. 2012 한부모가족실태조사 결과보고 보도자료.
- 유지영. 2007. 이중차이기법을 이용한 미국 EITC 분석. 사회복지정책, 31, 261-286.
- 유희정. 2001. 부모의 이혼과 부모간의 갈등이 대학생 자녀의 적응에 미치는 영향. 가족과 문화, 13(2), 57-78.
- 윤덕경, 장영아. 2002. 가족법상 친권 양육권 및 면접교섭권 제도의 실효성 확보방안 연구. 한국여성개발원 연구보고서.
- 윤홍식. 2003. 이혼 및 별거(가족해체)로 인한 모자가정의 빈곤화와 사회안전망의 역할: 미국의 사회안전망의 대응과 한국적 함의. 한국사회복지학, 53(5), 51-73.
- 이대웅, 권기현, 문상호. 2015. 근로장려세제(EITC)의 정책효과에 관한 연구: 성향점수 매칭(PSM) 이중·삼중차이 분석을 중심으로. 한국정책학회보, 24(2), 27-56.
- 이순형, 이옥경, 민미희. 2007. 아동의 성별, 부모의 이혼 및 아동의 부모 양육행동 지각이 아동의 행동문제에 미치는 영향. 한국가정관리학회지, 24(1), 181-192.
- 이승호, 변금선, 신유미. 2016. 노인 재가서비스의 확대가 가족의 생활시간에 미친 영향: 삼중차이 방법의 적용. 한국사회정책, 23(1), 227-256.
- 이정화, 문상호. 2014. 기초연금이 고령자의 소득에 미치는 영향: 성향점수매칭(PSM)·이중차이(DID)를 활용한 분석. 한국정책학회보, 23(3), 411-440.
- 이태수. 2003. 벼랑 끝 사회, 사회안전망을 점검하자. 참여연대

긴급토론회.

- 이희연, 노승철. 2013. 고급통계분석론: 이론과 실습. 문우사.
- 임병인. 2013. 분할연금제도와 이혼숙려제도의 이혼에 대한 경제적 유인 효과. 현진권 편. 복지정책에 대한 미시적 분석. 한국경제연구원.
- 임춘희. 2014. 다문화가족 재혼남성의 결혼생활 적응에 대한 경험적 연구: 대처행동을 중심으로. 한국가족복지학, 19(1), 27-54.
- 정기원. 2004. 사회경제 상황이 이혼율 변화에 미치는 영향 : 시계열 자료의 분석, 1970-2002. 한국인구학, 27(1), 57-80.
- 정연옥, 이민규, 김은정. 2007. 이혼 가정 자녀의 유기공포 및 상실지각과 불안 및 우울간의 관계. 한국심리학회지: 건강, 12(1), 171-188.
- 정이윤. 2016. 이혼한 여성 한부모가족의 자녀양육비 수급에 영향을 미치는 요인 연구. 가족과 문화, 28(1), 271-313.
- 정창무. 2008. 이혼율에 영향을 주는 사회경제적 변인연구. 국토계획, 43(3), 81-90.
- 조은희. 2007. 이혼의 자유와 그 한계: 협의이혼제도와 협의이혼제도 개정법안을 중심으로. 가족법연구, 21(1), 133-164.
- 차선자. 2004. 건강가정기본법에 대한 고찰. 가족법 연구, 18(2), 379-400.
- 채선미, 이영순. 2011. 부모의 이혼을 경험한 청소년의 정서, 자아 강도 및 사회적 지지가 학교생활 적응에 미치는 영향. 놀이치료연구, 15(1), 1-16.
- 최명수. 2009. 이혼숙려제도에 관한 일고찰. 경성법학, 18(1), 125-152.
- 통계청 가구소득 정보. <http://kostat.go.kr/incomeNcpi/income/>

- 통계청. 2011. 2010년 혼인·이혼통계. 한국개발연구원.
- 통계청. 2015. 2014년 혼인 및 이혼 통계 보도자료.
- 통계청. 2015. 이혼통계지표설명. KOSIS 국가통계포털.
- 통계청. 2016. 2015년 혼인 및 이혼 통계 보도자료.
- 한국가정법률상담소. 2011. 배우자의 퇴직금과 연금에 내 뒀은 없는가?
이혼시 재산분할법제에 대한 검토. 한국가정법률상담소 창립
55주년 기념 심포지엄.
- 한국가정법률상담소. 2013. 2000-2010 한국의 이혼율 연구.
- 한복룡, 박성호. 2010. 이혼법의 최근동향: 국가역할변화를 중심으로.
법학연구, 21(1), 67-91.
- 한성현, 최민자, 이진석. 2000. 우리나라 여성이혼율의 최근 변화추세:
인구동태자료를 중심으로. 한국보건정보통계학회지, 25(1),
1-10.
- 허난영. 2006. 이혼숙려 및 상담제도 도입에 따른 문제.
국회여성가족위원회, 2006년도 제1차 전문가 간담회 자료집.
- 홍백의, 박은주, 박현정, 박진. 2009. 결혼지속에 영향을 미치는 요인에
관한 연구. 한국사회복지학, 61(3), 307-328.
- 황형태, 이성임, 방미진. 2005. 이혼율에 대한 새로운 지표의 개발 및
적용: 1990-2003년의 우리나라 이혼율 분석. 통계연구, 10(1),
23-37.
- Allen, D. W. 1992. Marriage and divorce: Comment. *The American
Economic Review*, 82(3), 679-685.
- Allen, D. W. 2002. The impact of legal reforms on marriage and
divorce. In Antony W. Dnes & Robert Rowthorn (Eds.), *The
law and economics of marriage and divorce* (pp. 191-211).

Cambridge, UK: Cambridge University Press.

- Amato, P. R., & Beattie, B. 2011. Does the unemployment rate affect the divorce rate? An analysis of state data 1960 - 2005. *Social Science Research*, 40(3), 705-715.
- Amato, P. R., & Keith, B. 1991. Parental divorce and well-being of children: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 110(1), 26-46.
- Amato, P. R. 2001. Children of divorce in the 1990s: an update of the Amato and Keith (1991) meta-analysis.
- Amato, P. R. 2010. Research on divorce: Continuing trends and new developments. *Journal of marriage and family*, 72, 650-666.
- Andersen, J. D. 2005. Financial problems and divorce: Do demographic characteristics strengthen the relationship?. *Journal of Divorce & Remarriage*, 43(1-2), 149-161.
- Brinig, M. F., & Buckley, F. H. 1998. No-fault laws and at-fault people. *International Review of Law and Economics*, 18(3), 325-340.
- British Columbia Ministry of Attorney General, 2003. *Children's Programs on Divorce and Separation Report*. March 2003.
- Cancian M., Meyer, D. R., & Caspar, E. 2008. Welfare and child support: Complements not substitutes. *Journal of Policy Analysis and Management*, 27(2), 354-375
- Cherlin, A. J. 2009. *Marriage, divorce, remarriage*. Harvard University Press.
- Cherlin, A. J., Chase-Lansdale, P. L., & McRae, C. 1998. Effects of parental divorce on mental health throughout the life course.

- American Sociological Review*, 63, 239–249.
- Chung, Y. 2012. The effects of paternal imprisonment on children' s economic well-being. *Social Service Review*, 86(3), 455–486.
- Clark, S. 1999. Law, property, and marital dissolution. *The Economic Journal*, 109(454), 41–54.
- Clarke–Stewart, A., & Brentano, C. 2006. *Divorce: Causes and consequences*. Yale University Press.
- Clements, M. L., Stanley, S. M., & Markman, H. J. 2004. Before they said “I do” : Discriminating among marital outcomes over 13 years. *Journal of Marriage and Family*, 66(3), 613–626.
- Coase, Ronald. 1960, The Problem of Social Cost. *Journal of Law and Economics*, The University of Chicago Press.
- Cuesta, L., & Meyer, D. R. 2012. Child support receipt: Does context matter? A comparative analysis of Colombia and the United States. *Children and Youth Services Review*, 34(9), 1876–1883.
- De Graaf, P. M., & Kalmijn, M. 2006. Change and stability in the social determinants of divorce: A comparison of marriage cohorts in the Netherlands. *European sociological review*, 22(5), 561–572.
- Demo, D. H., & Acock, A. C. 1996. Singlehood, marriage, and remarriage: the effects of family structure and family relationships on mothers' well-being. *Journal of family issues*, 17(3), 388–407.
- Ellman, I. M., & Lohr, S.L. 1998. Dissolving the relationship between

- divorce laws and divorce rates. *International Review of Law and Economics*, 18(3), 341–359.
- Felker, J. A., Fromme, O. K., Amaut, G. L., & Stoll, B. A. 2002. A qualitative analysis of stepfamilies. *Journal of Divorce and Remarriage*, 38(1), 125–135.
- Fella, G., Manzini, P., & Mariotti, M. 2004. Does divorce law matter?. *Journal of the European Economic Association*, 2(4), 607–633.
- Friedberg, L. 1998. *Did unilateral divorce raise divorce rates? Evidence from panel data* (Working Paper 6398). National Bureau of Economic Research.
- González, L., & Viitanen, T. K. 2009. The effect of divorce laws on divorce rates in Europe. *European Economic Review*, 53(2), 127–138.
- Gray, J. S. 1998. Divorce–law changes, household bargaining, and married women's labor supply. *The American Economic Review*, 88(3), 628–642.
- Gruber, J. 2004. *Is making divorce easier bad for children? The long run implications of unilateral divorce*. *Journal of Labor Economics*, 22(4), 799–833.
- Hansen, H. T. 2005. Unemployment and marital dissolution: A panel data study of Norway. *European Sociological Review*, 21(2), 135–148.
- Heaton T. B. 2002. Factors contributing to increasing marital stability in the United States. *Journal of Family Issues*, 23(3), 392–409.

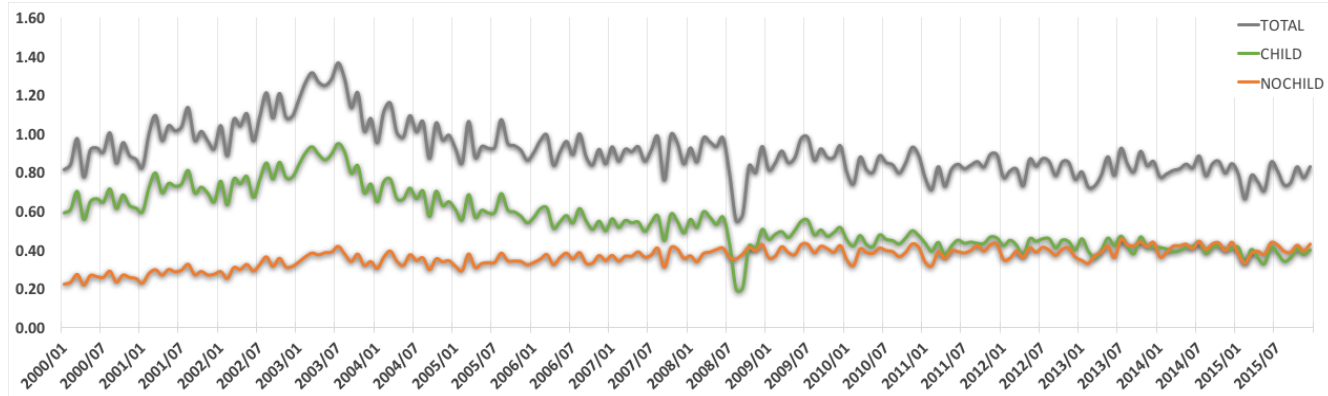
- Hetherington, E. M. 2003. Intimate pathways: Changing patterns in close personal relationships across time. *Family relations*, 52(4), 318–331.
- Huurre, T., Junkkari, H., & Aro, H. 2006. Long - term psychosocial effects of parental divorce. *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience*, 256(4), 256–263.
- Jalovaara, M. 2003. The joint effects of marriage partners' socioeconomic positions on the risk of divorce. *Demography*, 40(1), 67–81.
- Johnson, J. H., & Mazingo, C. J. 2000. The economic consequences of unilateral divorce for children. Working Paper 00–0112, University of Illinois, CBA Office of Research, Urbana.
- Kalmijn, M. 2007. Explaining cross–national differences in marriage, cohabitation, and divorce in Europe, 1990 - 2000. *Population Studies*, 61(3), 243–263.
- Kennedy, S., & Ruggles, S. 2014. Breaking up is hard to count: The rise of divorce in the United States, 1980 - 2010. *Demography*, 51(2), 587–598.
- Kim, D., & Oka, T. 2014. Divorce law reforms and divorce rates in the USA: An interactive fixed-effects approach. *Journal of Applied Econometrics*, 29(2), 231–245.
- Kneip, T., & Bauer, G. 2009. Did unilateral divorce laws raise divorce rates in Western Europe?. *Journal of Marriage and Family*, 71, 592–607.
- Lee, J. 2013. The impact of a mandatory cooling-off period on divorce. *Journal of Law and Economics*, 56(1), 227–243.

- Lee, Y. J. 2005. Socioeconomic determinants of marital disruption: The cases of divorce or separation. *In the 2005 Annual Conference of the Korean Labor Income Panel Study*.
- Lewin, A. C. 2005. The effect of economic stability on family stability among welfare recipients. *Evaluation Review*, 29, 223 - 240.
- Mechoulan, S. 2005. Economic theory's stance on no-fault divorce. *Review of Economics of the Household*, 3(3), 337-359.
- Meyer, D. R., Ha, Y., & Hu, M. C. 2008. Do high child support orders discourage child support payments? *Social Service Review*, 82(1), 93-118
- OECD. 2014. Family Database: Share of births outside of marriage. <http://www.oecd.org/els/family/database.htm>.
- OECD. 2015. <http://www.oecd.org/els/family/database.htm>
- Oppenheimer, K. 1988. A Theory of Marriage Timing. *American Journal of Sociology*. 94, 563-591.
- Peters, H. E. 1986. Marriage and divorce: Informational constraints and private contracting. *The American Economic Review*, 76(3), 437-454.
- Peters, H. E. 1992. Marriage and divorce: Reply. *The American Economic Review*, 82(3), 686-693.
- Poortman, A. R., & Voorpostel, M. 2009. Parental divorce and sibling relationships: A research note. *Journal of Family Issues*, 30(1), 74-91.
- Poortman, A. R. 2005. How work affects divorce: The mediating role of financial and time pressures. *Journal of Family Issues*, 26(2), 168-195.

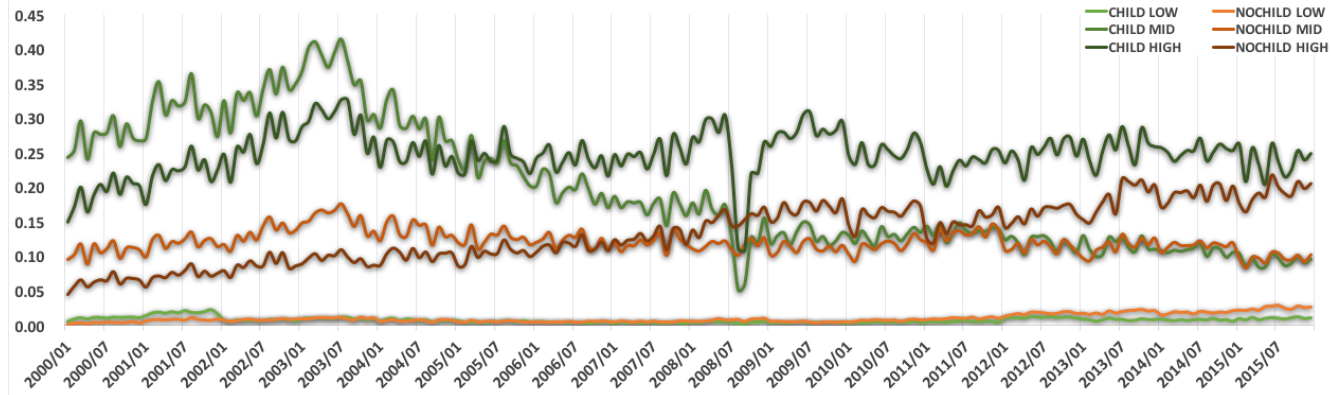
- Previti, D., & Amato, P. R. 2003. Why stay married? Rewards, barriers, and marital stability. *Journal of Marriage and Family*, 65, 561–573.
- Previti, D., & Amato, P. R. 2004. Is infidelity a cause or a consequence of poor marital quality?. *Journal of Social and Personal Relationships*, 21(2), 217–230.
- Rodrigues, A. E., Hall, J. H., & Fincham, F. D. 2006. What predicts divorce and relationship dissolution. *Handbook of divorce and relationship dissolution*, 85–112.
- Schoen, R., Astone, N. M., Kim, Y. J., Rothert, K., & Standish, N. J. 2002. Women's employment, marital happiness, and divorce. *Social forces*, 81(2), 643–662.
- Shim, H., Choi, I., & Ocker, B. L. 2013. Divorce in South Korea: An introduction to demographic trends, culture, and law. *Family Court Review*, 51(4), 578–590.
- South, L. J. 1985. Economic conditions and the divorce rate: A time-series analysis of the postwar United States. *Journal of Marriage and the Family*, 47(1), 31–41.
- South, S. J. 2001. Time-dependent effects of wives' employment on marital dissolution. *American Sociological Review*, 66, 226–245.
- Stevenson, B., & Wolfers, J. 2007. Marriage and divorce: Changes and their driving forces. *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 27–52.
- Sun, Y., & Li, Y. 2011. Effects of family structure type and stability on children' s academic performance trajectories. *Journal of*

- Marriage and Family*, 73, 541–556.
- Teachman, J. D., & Paasch, K. M. 1994. Financial impact of divorce on children and their families. *The Future of Children*, 4(1), 63–83.
- Thornton, A., & Rodgers, W. L. 1987. The influence of individual and historical time on marital dissolution. *Demography*, 24(1), 1–22.
- Uphold–Carrier, H., & Utz, R. 2012. Parental divorce among young and adult children: A long-term quantitative analysis of mental health and family solidarity. *Journal of Divorce & Remarriage*, 53(4), 247–266.
- Wallerstein, J. S., & Lewis, J. M. 2004. The Unexpected Legacy of Divorce: Report of a 25-Year Study. *Psychoanalytic Psychology*, 21(3), 353–370.
- White, L. K. 1990. Determinants of divorce: A review of research in the eighties. *Journal of Marriage and the Family*, 52(4), 904–912.
- White, L., & Rogers, S. J. 2000. Economic circumstances and family outcomes: A review of the 1990s. *Journal of Marriage and Family*, 62(4), 1035–1051.
- Wolfers, J. 2006. Did unilateral divorce laws raise divorce rates? A reconciliation and new results. *American Economic Review*, 96(5), 1802–1820.

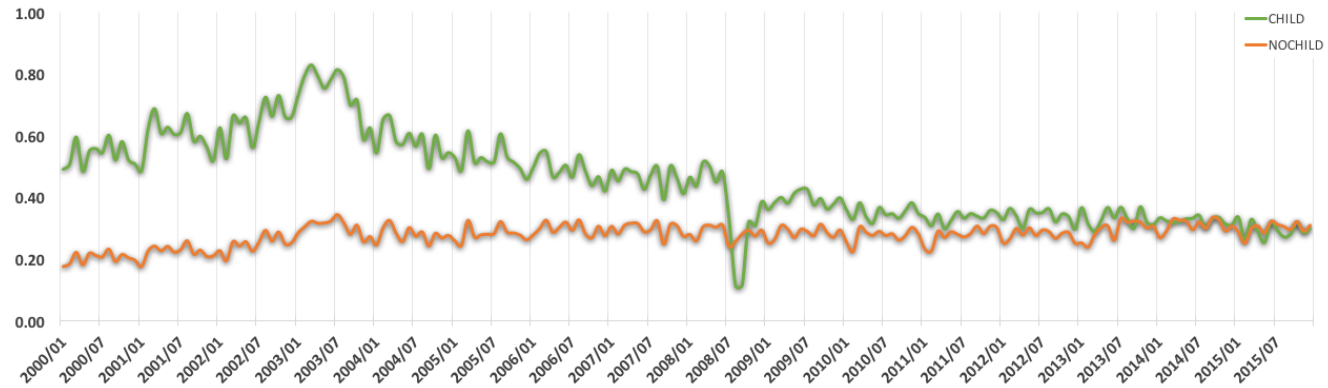
[부록 1-1] 2000년-2015년 가족의 미성년 자녀 유무에 따른 총이혼율 변동 추이



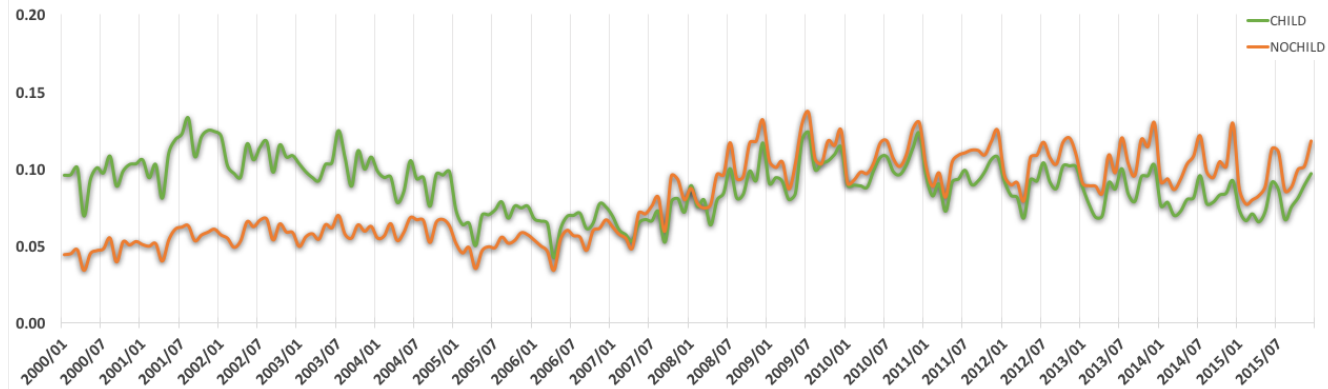
[부록 1-2] 2000년-2015년간 가족의 미성년 자녀 유무 및 소득계층에 따른 총이혼율 변동 추이



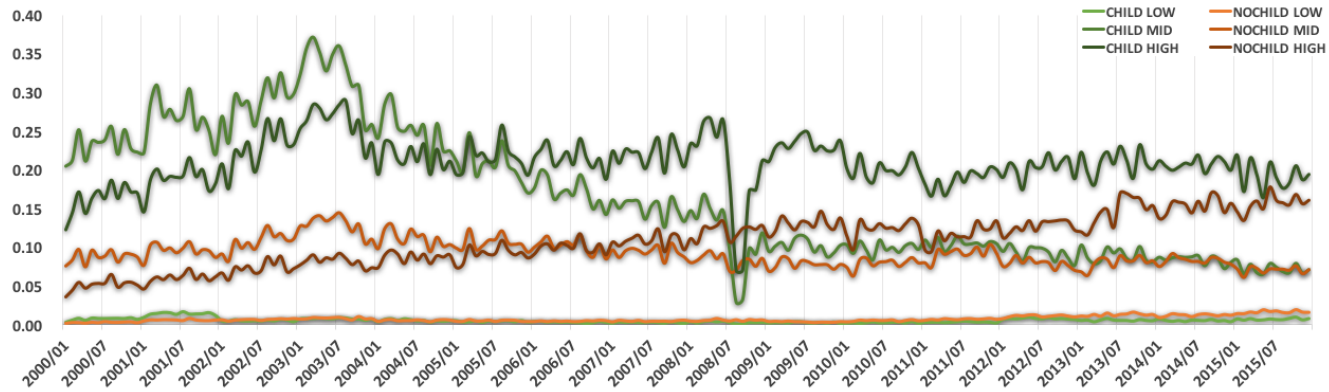
[부록 2-1] 2000 년-2015 년간 가족의 미성년 자녀 유무에 따른 협의이혼율 변동 추이



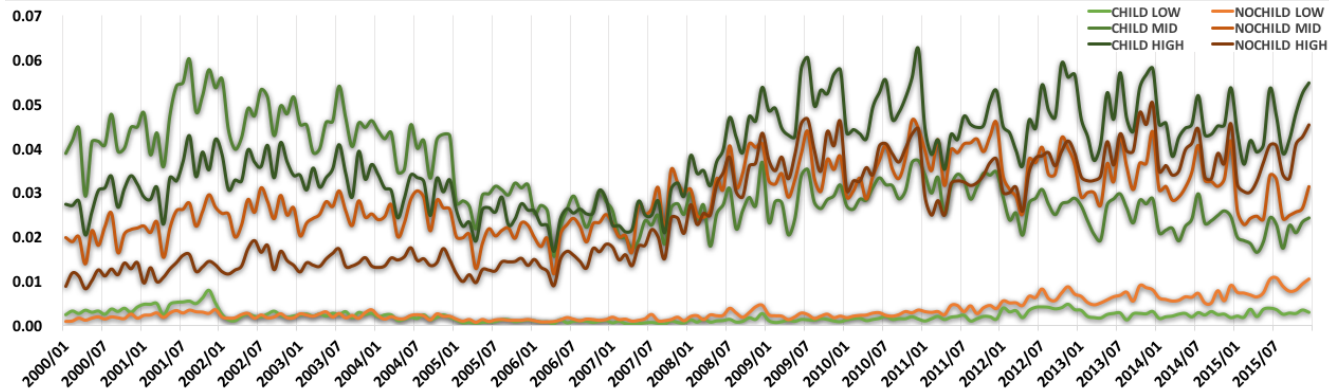
[부록 2-2] 2000 년-2015 년간 가족의 미성년 자녀 유무에 따른 재판이혼율 변동 추이



[부록 3-1] 2000년-2015년간 가족의 미성년 자녀 유무 및 소득계층에 따른 협의이혼율 변동 추이



[부록 3-2] 2000년-2015년간 가족의 미성년 자녀 유무 및 소득계층에 따른 재판이혼율 변동 추이



Abstract

***The Effect of Divorce Laws on
Divorce Rates since the 2000s:***

*Focused on Systems of the Compulsory Cooling-off
Period and the Child Support Consent Agreement on the
Consensual Divorce Act*

Joosoo Byun

*Department of Child Development and Family Studies
The Graduate School
Seoul National University*

The purpose of this study was to examine the effects of the revised divorce laws on divorce by analyzing the trend of the divorce rates since the 2000s. The revised divorce laws, which include the compulsory cooling-off period and the child support consent agreement on the consensual divorce act, aim to ensure the welfare of underage children. If the divorce rate declines after the implementation of the revised laws, it can be inferred that the revision has contributed to laying the foundation for assuring the basic welfare of family members, especially underage children.

Concretely, the effects of the revised divorce laws were predicted by analyzing

the changes in the divorce rates at different time points of the revision. The analysis of the divorce rates before and after the revision of the divorce laws was carried out. The longitudinal changes of divorce rates were analyzed by setting the presence of underage children and the income class as important analytical criteria.

First, I looked at the trend of adjusted divorce rate (i.e., total divorce rate), consultation divorce rate, and the divorce action rate of the country from 2000 to 2015. In order to measure the net effect of the divorce laws controlling for the factors affecting the divorce rate, the total divorce rate of each region was analyzed. The divorce laws were examined by the difference-in-difference and triple difference method by total divorce rate, consensual divorce rate, and divorce action rate according to the presence of underage children and income class at each major revision points of divorce laws. For the analysis, I used data from Divorce Report, the Vital Statistics, the Population Census, the Registered Population, the Economically Active Population, and the Company Labor Status Survey from 2000 to 2015. For regional analysis, a total of 256 samples of 16 regions were drawn from the Vital Statistics data, the Population Census data, the Registered Population data, the Economically Active Population data, and the Company work situation data. For group analysis, a total of 1,990,717 samples were drawn from the Divorce Report data. This data excluded families who did not provide information on the number of underage children from 2000 to 2015.

The main results of the study are summarized as follows.

First, the revised divorce laws influenced the declining trend of divorce rate controlling for the socio-economic and demographic factors, which confirmed that there is a relation between the divorce laws and the divorce rate changes.

Second, the three-month compulsory cooling-off period, which was granted to families with underage children, immediately reduced the divorce rate, which seemed to have prevented unprepared divorces. The compulsory cooling-off period seemed to have a stronger influence on the family of middle-income class with

underage children than the upper-income class.

Third, the system of child support consent agreement seemed to affect the changes of divorce rate, but the pattern of total divorce rate, consensual divorce rate and divorce action rate differed according to the group type. The enforcement of a child support consent agreement for couples to ensure the welfare of underage children immediately reduced the total divorce rate and the consensual divorce rate of the family with underage children. However, the divorce action rate increased immediately, although the effect was only temporary. In terms of income groups, the middle-income class with underage children showed an immediate and temporary decline in the total divorce rate and the consensual divorce rate compared to the upper-income class. There was no effect on the divorce action rate.

Fourth, the revised divorce laws continuously reduced the divorce rate of the family with underage children, while the divorce rate of the middle-income class with underage children continued to increase after a certain period of time. Although the revised divorce laws affected families with underage children, the trend of divorce rate varied according to the income class of the family. These results suggested the possibility that divorce laws and divorce rates are related not only in the short-term but also the long-term, which were consistent with previous studies.

According to these results, I found the relations between divorce laws and divorce rate even after controlling for the socio-economic and demographic factors. In addition, the compulsory cooling-off period system and the child support consent agreement system prevented the unprepared divorce, simultaneously helping the middle-income class to reduce disputes and conflicts.

Based on the results, this study has academic implications as following. First, although there have been significant changes in divorce laws since 2000s, there have been no empirical studies that examined how these changes affected the divorce rates. However, in this study, I found through various analytical methods

that there are relations between divorce laws and divorce rate changes. Second, in order to better grasp the longitudinal characteristics of the divorce rate changes, I measured the dynamism of the legal effects by specifying the timing of the system implementation as immediate, delayed, temporal, and persistent. Third, the relations among divorce types were verified by analyzing the consensual divorce rate and the divorce action rate considering the characteristics of divorce laws and revised divorce laws in Korea. Accordingly, the effects of the compulsory cooling-off period and child support consent agreement system were verified.

Keywords : compulsory cooling-off period system, child support consent agreement system, refined divorce rate, consensual divorce rate, divorce action rate, differences-in-differences model and triple differences model

Student Number : 2012-30446